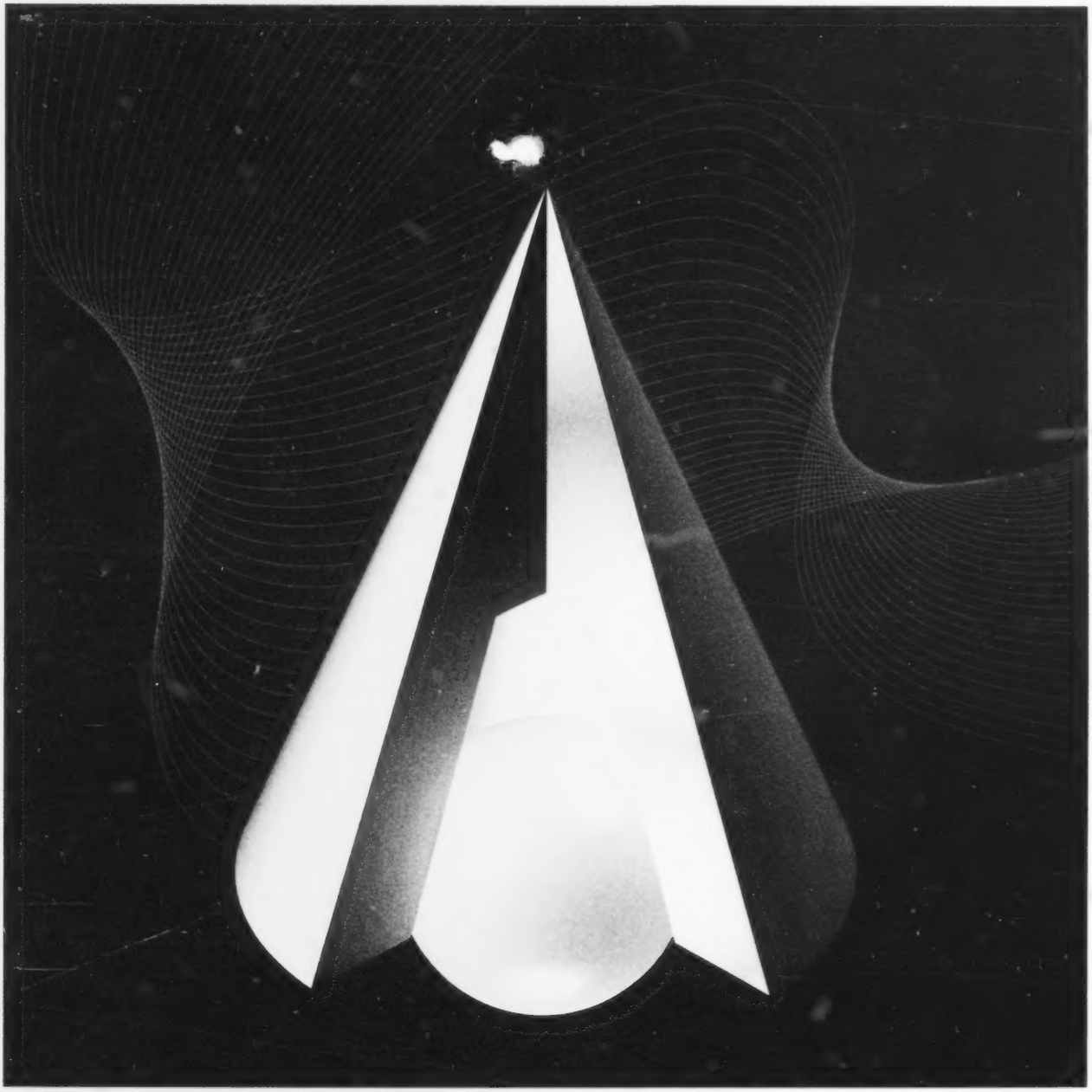
Série de documents de recherche

Études analytiques

Les taux de mises à pied permanentes ont-ils augmenté au Canada?

par René Morissette

N° 218



Statistics Canada Statistique Canada

Canada

ÉTUDES ANALYTIQUES
SÉRIE DE DOCUMENTS DE RECHERCHE

La Série des documents de recherche de la Direction des études analytiques permet de faire connaître, avant leur publication, les travaux de recherche effectués par le personnel de la Direction des études analytiques, les boursiers invités et les universitaires associés. Cette série a pour but de favoriser la discussion sur divers sujets, notamment le travail, la dynamique des entreprises commerciales, les pensions, l'agriculture, la mortalité, la langue, l'immigration, le calcul statistique et la simulation. Les lecteurs sont invités à transmettre leurs commentaires, leurs critiques et leurs suggestions aux auteurs. La liste des titres figure sur la couverture arrière intérieure du présent document.

Les documents de cette série sont distribués aux bureaux régionaux de Statistique Canada, aux coordonateurs statistiques provinciaux, aux instituts de recherche et aux bibliothèques spécialisées. On peut les télécharger à partir du site Web *www.statcan.ca*.

Comité de révision des publications
Études analytiques, Statistique Canada
24^{e} étage, immeuble R.-H.-Coats
Ottawa (Ontario)
K1A 0T6
(613) 951-1804

Les taux de mises à pied permanentes ont-ils augmenté au Canada?

par René Morissette*

N° 218
ISSN : 1205-9161
ISBN : 0-662-76305-X

Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail
24-F, immeuble R.-H.-Coats, Ottawa, K1A 0T6
*Statistique Canada (613) 951-3608
Télécopieur : (613) 951-5403
Courriel : rené.morissette@statcan.ca

Cet article est accessible sur Internet : (www.statcan.ca)

25 mars 2004

Les opinions exprimées dans le présent document sont celles de l'auteur et ne reflètent pas forcément celles de Statistique Canada. L'auteur tient à remercier, sans les tenir responsables, Leonard Landry de son excellent travail de programmation, Lesle Wesa et Eric Bruton de leur aide avec les fichiers de relevés d'emploi et Alex Grey de ses commentaires judicieux. Il aimerait également témoigner sa reconnaissance à Andrew Heisz pour ses commentaires fort utiles et pour avoir fourni une partie des données employées dans la présente étude.

Also available in English

104-03810/

Table des matières

I. Introduction 1

II. Études récentes sur la stabilité d'emploi et les pertes d'emplois 2

III. Données et concepts 3

IV. Mises à pied permanentes au Canada : 1983-1999 4

IV.1 Contexte 4

IV.2 Sélection de l'échantillon 5

IV.3 Taux de mises à pied permanentes selon les caractéristiques des travailleurs et des entreprises 5

IV.4 Vérification de la robustesse : prise en compte des erreurs de déclaration de la fin des contrats et des licenciements collectifs 7

V. Analyse multivariée 7

V.1 Probabilité de mises à pied selon l'âge et le sexe 7

V.2 Probabilité de mises à pied selon la branche d'activité, la taille de l'entreprise et les gains ... 10

VI. Taux d'embauche, taux de démissions permanentes et stabilité d'emploi 12

VII. Conclusion 15

I. Formules T4 supplémentaires 41

II. Modification à l'a.-c./a.-e. et aux relevés d'emploi 42

III. Constitution d'une série chronologique des taux de mises à pied permanentes 42

IV. Prise en compte des appariements infructueux entre les relevés d'emploi et les dossiers T4 /PALE 43

V. Utilisation de l'emploi pondéré selon les heures aux fins du calcul des taux de mises à pied permanentes 47

Bibliographie 53

RÉSUMÉ

À l'aide du Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre – un échantillon aléatoire formé de 10 % de l'ensemble des employés canadiens –, nous cherchons à déterminer si les taux de mises à pied permanentes ont augmenté entre les années 1980 et les années 1990 au Canada. Les résultats ne permettent pas de conclure que les probabilités de mises à pied permanentes chez les travailleurs canadiens ont augmenté *sensiblement* entre les années 1980 et les années 1990. Si les risques de pertes d'emplois se sont accrus de façon non négligeable dans certaines branches d'activité et dans les grandes entreprises du secteur privé, les hommes et les femmes de divers groupes d'âge n'ont généralement pas affiché de hausses marquées au chapitre des probabilités de mises à pied permanentes. Toutefois, les taux d'embauche ont considérablement diminué au cours des années 1990, particulièrement chez les jeunes travailleurs. Par conséquent, si les probabilités de pertes d'emplois pour les Canadiens n'ont pas substantiellement augmenté, les probabilités de trouver un nouvel emploi à la suite d'une mise à pied – telles qu'elles sont mesurées par la variable substitutive des taux d'embauche – semblent avoir chuté considérablement.

Les résultats les plus marquants de la présente étude se rapportent à la baisse généralisée des taux de démissions permanentes observée pendant la période 1983-1999, baisse vraisemblablement attribuable – du moins en partie – à la diminution des taux d'embauche. Les autres formes de cessation d'emploi ont diminué de façon modérée. Puisque les taux de mises à pied permanentes n'ont pas augmenté de façon appréciable entre les années 1980 et les années 1990 alors que les taux de démissions permanentes ont diminué sensiblement, les taux de cessations d'emploi permanentes ont globalement fléchi au cours des années 1990. Ce phénomène explique que la stabilité d'emploi – mesurée par la durée complète moyenne d'emploi – se soit accrue pendant les années 1990.

Mots clés : Mises à pied; sécurité d'emploi; perte d'emploi; stabilité d'emploi; roulement du personnel.

I. Introduction

En 1996, le *New York Times* publiait une série d'articles sur la réduction des effectifs aux États-Unis. On soutenait essentiellement que l'intensification de la concurrence et des changements technologiques axés sur l'informatique ont forcé bon nombre d'entreprises à réduire leurs coûts et à licencier des employés, même des employés de longue date.

Dans une étude récente fondée sur les données de l'Enquête sociale générale américaine de 1977-1996, Schmidt (1999) montre que, durant les années 1990, les travailleurs américains se montraient plus pessimistes quant aux pertes d'emplois que leurs homologues ne l'étaient au cours des années 1980.

Depuis le milieu des années 1990, les reportages sur les licenciements collectifs dans les grandes entreprises – souvent rentables – sont monnaie courante. Il est probable que la mondialisation ait créé des débouchés pour certaines entreprises et intensifié la concurrence de l'étranger pour d'autres.

Dans ce contexte, de nombreux Canadiens peuvent se demander si les risques de perdre leur emploi sont plus élevés qu'ils ne l'étaient il y a deux décennies. Plus précisément, on peut se demander si le Canada a enregistré des taux de mises à pied permanentes plus élevés au cours des années 1990 que pendant les années 1980. Le présent document vise à répondre à cette question.

Pour ce faire, nous nous appuyons sur un ensemble de données unique, le Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre (FDLMO), un échantillon aléatoire formé de 10 % de l'ensemble des travailleurs canadiens, qui nous permet d'examiner l'évolution des mises à pied permanentes au cours de la période 1983-1999 pour des groupes démographiques très circonscrits.

La question de savoir si les taux de mises à pied permanentes ont augmenté entre les années 1980 et les années 1990 a des répercussions importantes sur le bien-être des Canadiens. Les hausses des taux de mises à pied peuvent se traduire par une instabilité accrue des gains des familles, ce qui a une incidence sur les tendances de consommation et d'épargne des familles touchées par les mises à pied. Elles peuvent accroître les besoins en formation des travailleurs, dans l'éventualité où un nombre plus élevé de ceux-ci seraient licenciés. Elles influent sur le revenu de retraite des travailleurs mis à pied dans des entreprises offrant des régimes de pension agréés à prestations déterminées qui ne peuvent être transférés à d'autres régimes à l'extérieur de l'entreprise. Généralement, ces hausses signifient que de nombreuses familles canadiennes devraient faire face à une incertitude plus grande.

Comme l'indique l'OCDE (1997), la sécurité d'emploi peut être considérée comme une fonction de deux composantes : les risques de mises à pied et les coûts associés aux mises à pied (p. ex., tels qu'ils sont mesurés par les pertes de gains des travailleurs licenciés). La présente étude s'attache à la première composante. Essentiellement, notre analyse révèle que les taux de mises à pied permanentes chez les travailleurs canadiens ne semblent pas avoir augmenté sensiblement entre les années 1980 et les années 1990. Toutefois, les taux d'embauche et les taux de démissions permanentes ont considérablement diminué au cours des années 1990. Par conséquent, si les probabilités de pertes d'emplois pour les Canadiens n'ont pas

substantiellement augmenté, les probabilités de trouver un nouvel emploi à la suite d'une mise à pied – telles qu'elles sont mesurées par la variable substitutive des taux d'embauche – semblent avoir chuté considérablement.

À la section II, nous faisons état d'études récentes sur la stabilité d'emploi et les pertes d'emplois. Nous présentons ensuite, à la section III, les données et les concepts employés dans l'étude. Pour simplifier la lecture du texte, nous utilisons les termes « mises à pied » et « pertes d'emplois » de façon interchangeable. L'évolution des taux de mises à pied permanentes est documentée à la section IV. Les analyses multivariées sont présentées à la section V. L'évolution des taux d'embauche et des taux de démissions est examinée à la section VI. L'incidence des variations des taux de mises à pied, des taux de démissions et des taux d'embauche sur la stabilité d'emploi est également abordée. Viennent ensuite les conclusions de l'étude.

II. Études récentes sur la stabilité d'emploi et les pertes d'emplois

Heisz (2002), l'auteur de l'étude canadienne la plus récente sur la stabilité d'emploi, examine les variations de la stabilité d'emploi au cours de la période allant de 1977 à 2001. Ses travaux révèlent que la stabilité d'emploi a diminué entre 1977 et 1993, particulièrement dans le cas des emplois d'une durée initiale de moins d'un an. Cependant, la période s'étalant de 1993 à 2001 se caractérise par un renversement de cette tendance. Par conséquent, on ne peut dégager une tendance à long terme d'érosion de la stabilité d'emploi chez les travailleurs de tout groupe d'âge, des deux sexes ou de tout niveau de scolarité pour l'ensemble de la période observée.

Picot et Lin (1997), les auteurs de l'étude canadienne la plus récente sur les pertes d'emplois, analysent l'évolution des taux de mises à pied permanentes au cours de la période 1978-1994. Leur examen des années comparables dans le cycle économique n'a pas révélé une tendance à la hausse des taux de mises à pied permanentes dans les données agrégées. Cependant, ces auteurs observent une augmentation de la probabilité de mises à pied permanentes chez travailleurs plus âgés et mieux rémunérés.

Farber (2003, 13) analyse la fréquence des pertes d'emplois aux États-Unis entre 1981 et 2001 et conclut que « si on n'observe pas de hausse à long terme des taux globaux de pertes d'emplois, on relève toutefois une augmentation à long terme du taux de pertes d'emplois chez les travailleurs plus âgés et plus scolarisés, largement attribuable à l'abolition accrue de postes ou de quarts de travail » [traduction libre], plutôt qu'aux fermetures d'usines, à la stagnation de l'emploi ou à d'autres raisons. Cette tendance s'inscrit dans le phénomène de « réduction de l'effectif » mentionné précédemment.

Il importe de souligner que la stabilité d'emploi et les pertes d'emplois sont deux concepts distincts. Les études sur la stabilité d'emploi s'appuient implicitement sur les données touchant *à la fois* les taux de mises à pied (taux de pertes d'emplois) et les taux de démissions. La stabilité d'emploi – mesurée par la durée moyenne d'emploi ou les taux de maintien de l'effectif – pourrait rester inchangée si une hausse des taux de mises à pied coïncidait avec une diminution des taux de démissions[1]. Cette situation peut se produire lorsque la hausse des taux de pertes

[1] Les taux de maintien de l'effectif renvoient à la probabilité conditionnelle qu'un emploi, peu en importe la durée, soit maintenu une autre année.

d'emplois s'accompagne d'une baisse des taux d'embauche ou suscite des perceptions d'incertitude économique croissante chez les travailleurs, perceptions qui inciteraient bon nombre d'entre eux à garder leur emploi. Par conséquent, l'absence d'une tendance à long terme d'érosion de la stabilité d'emploi – documentée par Heisz (2002) – n'est pas incompatible, a priori, avec une augmentation des taux de mises à pied permanentes.

III. Données et concepts

L'ensemble de données utilisé pour mesurer l'évolution des taux de mises à pied est le Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre (FDLMO) créé par la Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail (DAEMT) de Statistique Canada. Le FDLMO est un échantillon aléatoire formé de 10 % de l'ensemble des travailleurs canadiens, constitué à partir de l'intégration de données de quatre sources : les fichiers des relevés d'emploi (cessations d'emploi) de Développement des ressources humaines Canada, les fichiers T1 et T4 de l'Agence des douanes et du revenu du Canada, et le Programme d'analyse longitudinale de l'emploi (PALE) de la DAEMT de Statistique Canada[2].

En vertu de la *Loi sur l'assurance-emploi et son règlement d'application*, tous les employeurs sont tenus d'émettre un relevé d'emploi lorsqu'un employé occupant un emploi assurable subit un arrêt de rémunération. Les renseignements figurant sur le relevé d'emploi permettent de déterminer l'admissibilité aux prestations d'assurance-emploi, le taux de prestations et la durée de la période de prestations. Le relevé d'emploi doit être émis même si l'employé n'entend pas présenter une demande de prestations d'assurance-emploi. Mais surtout, le relevé d'emploi indique la raison de l'interruption du travail ou de la cessation d'emploi[3]. On peut donc utiliser le relevé d'emploi pour établir le nombre de cessations d'emploi au sein des entreprises selon le motif.

Par ailleurs, tous les employeurs doivent s'inscrire auprès de l'Agence des douanes et du revenu du Canada et émettre à l'intention de chaque employé un relevé T4 qui résume les gains perçus au cours de l'année. Les fichiers T4 fournissent des renseignements sur presque tous les travailleurs canadiens. Par conséquent, le nombre de travailleurs à risque pour ce qui est de la cessation d'emploi peut être établi à partir des fichiers T4, tandis que le nombre de travailleurs qui subissent effectivement une cessation d'emploi est déterminé à partir des fichiers des relevés d'emploi.

Dans le FDLMO, les cessations d'emploi sont classées en trois catégories (démissions, mises à pied et autres cessations d'emploi) selon le motif de cessation figurant sur le relevé d'emploi. Les mises à pied sont des cessations d'emploi attribuables au manque de travail. Les mises à pied permanentes se produisent lorsque les travailleurs ne retournent pas travailler pour le même

---

[2] Le PALE est un fichier longitudinal de données sur les entreprises canadiennes établi au niveau de la compagnie.

[3] En vertu de la *Loi sur l'assurance-emploi*, les employeurs qui omettent d'émettre les relevés d'emploi requis s'exposent à des sanctions. De plus, les employeurs qui inscrivent une fausse raison pour la cessation d'emploi (ou une raison qui porte à confusion) s'exposent à des sanctions ou des poursuites judiciaires.

employeur au cours de la même année ou l'année suivante[4]. Les autres cessations couvrent notamment les cessations faisant suite à une grève ou un lock-out, à un retour aux études, à une maladie ou une blessure, à une grossesse ou une adoption, à la retraite, au travail partagé, à une formation en apprentissage, à un congédiement ou encore à *tout autre motif non indiqué sur le relevé d'emploi.*

Les taux de cessations d'emploi permanentes (c.-à-d. les taux de démissions, de mises à pied et d'autres cessations d'emploi permanentes) correspondent au nombre de cessations d'emploi permanentes divisé par l'emploi à un moment donné au cours de l'année (c.-à-d. le nombre total d'emplois-personnes).

Le taux d'embauche correspond au nombre d'embauches divisé par le nombre total d'emplois au cours de l'année. Le nombre d'embauches H_t correspond à la somme de toutes les cessations d'emploi permanentes au cours de l'année t-1, S_{t-1}, et de la variation nette de l'emploi entre l'année t-1 et l'année t, $E_t - E_{t-1}$. Par conséquent, on détermine le nombre d'embauches de manière résiduelle en faisant la somme de la demande de remplacement (nombre de cessations d'emploi permanentes) et de la demande d'expansion (croissance nette de l'emploi).

Grâce à la taille très importante de l'échantillon, le FDLMO permet d'effectuer des analyses fort détaillées des cessations d'emploi au niveau des sous-échantillons (p. ex., selon des catégories détaillées du groupe d'âge, la taille de l'entreprise, la province ou la branche d'activité). Plus loin, nous nous appuyons sur cet échantillon important pour réaliser des analyses multivariées distinctes pour divers groupes d'âge-sexe, branches d'activité et catégories de taille.[5]

IV. Mises à pied permanentes au Canada : 1983-1999

IV.1 Contexte

Comme le concept de mises à pied permanentes ne s'applique qu'aux employés – et non aux travailleurs indépendants –, il semble utile d'examiner l'importance relative des employés par rapport à l'emploi total au cours des deux dernières décennies.

La figure 1 montre que le pourcentage de travailleurs indépendants a augmenté, passant de 12 % en 1976 à 15 % en 2002. Ce pourcentage a varié de 14 % à 17 % au cours de la période allant de 1983 à 1999. Par conséquent, les employés ont représenté de 83 % à 86 % de l'emploi total au cours de la période observée.

Les mises à pied permanentes sont anticycliques : elles augmentent en période de récession et diminuent pendant les périodes d'expansion. Pour cerner les changements structurels des taux de

---

[4] Le PALE nous permet de distinguer les cessations d'emploi permanentes et les cessations d'emploi temporaires. Une cessation d'emploi temporaire se produit lorsque le travailleur retourne travailler pour le même employeur au cours de la même année ou l'année suivante. Les fichiers T1 nous permettent de déterminer l'âge et le sexe des travailleurs.

[5] Si l'ensemble des analyses multivariées et des totalisations croisées présentées dans cette étude se fondent sur l'échantillon de 10 % des travailleurs du FDLMO, certaines statistiques descriptives apparaissant dans les notes complémentaires et à l'annexe 1 s'appuient sur un échantillon de 1 % des travailleurs du FDLMO. Ces exceptions sont dûment notées.

mises à pied permanentes, nous devons comparer des années se trouvant à peu près au même point dans le cycle économique. Au cours de la période observée, l'économie canadienne a connu deux cycles conjoncturels complets, comme en témoignent les mouvements des taux de chômage des hommes âgés de 25 à 54 ans présentés à la figure 1. Ces taux de chômage sont très similaires en 1989 et en 1999, se situant à 6,3 % et à 6,5 %, respectivement. En outre, le taux de chômage global s'établissait à 7,6 % en 1999, soit très près du taux de 7,5 % relevé en 1989. Par conséquent, la majeure partie de l'analyse qui suit tentera de déterminer si les taux de mises à pied permanentes de 1999 sont supérieurs à ceux observés en 1989.

IV.2 Sélection de l'échantillon

Pour construire une série chronologique uniforme des taux de mises à pied permanentes, il importe que l'ensemble des emplois associés à un relevé T4 émis par les employeurs et l'ensemble des emplois pour lesquels les employeurs sont tenus d'émettre un relevé d'emploi soient assez constants au fil des ans. Comme le montre l'annexe 1, l'ensemble des emplois pour lesquels les employeurs sont tenus d'émettre un relevé T4 a légèrement changé au cours de la période 1983-1999, et les modifications apportées au régime d'assurance-emploi (assurance-chômage) ont transformé l'ensemble des emplois pour lesquels les employeurs doivent émettre un relevé d'emploi.

Pour des raisons expliquées à l'annexe 1, nous avons retenu les emplois associés à des salaires annuels d'au moins 500 $ en dollars constants de 1989 (ou de 621 $ en dollars constants de 1999) afin de mesurer les mises à pied permanentes de façon uniforme. Les taux de mises à pied permanentes qui résultent de cette démarche sont présentés à la figure 2. Après la récession de 1981-1982, les taux de mises à pied permanentes ont diminué pour atteindre un creux de 5,9 % en 1989. Ils ont augmenté de nouveau lors de la récession de 1990-1992, mais ont clôturé les années 1990 à 5,7 %. Ils n'étaient donc pas plus élevés en 1999 qu'en 1989.

Pour évaluer la robustesse de nos résultats, nous avons aussi examiné les tendances des taux de mises à pied permanentes en fonction de cinq autres seuils de rémunération variant de 1 000 $ à 5 000 $ (en dollars constants de 1989). La figure 3 révèle que, peu importe le seuil utilisé, les taux de mises à pied permanentes ne suivent pas de tendance à la hausse (bien que les taux de mises à pied permanentes diminuent lorsque des seuils plus élevés sont retenus). Nous employons donc, dans le reste du présent document, un échantillon composé des emplois associés à un salaire annuel d'au moins 500 $ en dollars constants de 1989.

IV.3 Taux de mises à pied permanentes selon les caractéristiques des travailleurs et des entreprises

Le tableau 1 présente les taux de cessations d'emploi pour les trois types de cessation permanente (démissions, mises à pied et autres cessations d'emploi) de même que les taux d'embauche et de mises à pied temporaires au cours de la période allant de 1983 à 1999. Trois points méritent d'être soulignés. Premièrement, à l'instar des taux de mises à pied permanentes, les taux de mises à pied temporaires sont très semblables en 1989 et en 1999. Deuxièmement, les taux d'embauche sont généralement plus faibles au cours de la seconde moitié des années 1990 qu'ils ne l'étaient

durant la seconde moitié des années 1980. Troisièmement, les taux de démissions permanentes n'atteignaient que 7,3 % en 1999, soit près de deux points de pourcentage de moins qu'en 1989.

Les données du tableau 2 et des figures 4.1-4.6 permettent de déterminer si des groupes particuliers de travailleurs ont enregistré une hausse du taux de mises à pied permanentes au cours de la période. Pour l'ensemble des groupes définis selon l'âge et le sexe, on observe que les taux de mises à pied permanentes en 1999 étaient d'au moins un demi-point plus élevés qu'en 1989 uniquement pour les hommes âgés de 55 à 64 ans et pour les femmes âgées de 35 à 44 ans, ce qui correspond à des hausses de 10 % et 16 % en chiffres *relatifs*, respectivement. Pour tous les autres groupes d'âge-sexe, on n'observe pas d'augmentation sensible des taux de mises à pied.

Par rapport à 1989, les taux de mises à pied permanentes en 1999 étaient, globalement, d'au moins un demi-point plus élevés dans les services aux entreprises et dans les services de distribution. Ces taux n'ont cependant augmenté ni dans le secteur de la fabrication, ni dans les industries primaires et la construction. Ces tendances qualitatives sont observées tant chez les hommes que chez les femmes.

Dans les grandes entreprises du secteur privé – celles comptant 500 employés ou plus dans toutes les branches d'activité exception faite des services publics –, les taux de mises à pied permanentes se sont accrus entre 1989 et 1999. Ils ont passé de 3,3 % à 4,0 % chez les hommes et de 1,9 % à 2,5 % chez les femmes. En revanche, les taux de mises à pied permanentes dans les entreprises comptant moins de 20 employés – qui sont au moins trois fois plus élevés que les taux affichés par les grandes entreprises (sauf en 1999) – n'ont pas augmenté au cours de la période 1989-1999.

Si les taux de mises à pied permanentes des hommes mieux rémunérés (ceux touchant 50 000 $ ou plus au cours de l'année précédant la mise à pied) ne semblent pas avoir augmenté, les données brutes tendent à indiquer une hausse des taux de mises à pied des femmes mieux rémunérées.

Les seules progressions sensibles des pertes d'emplois ont été observées à Terre-Neuve et à l'Île-du-Prince-Édouard, ces deux provinces ayant affiché des hausses d'environ 2 points au chapitre des taux de mises à pied permanentes entre 1989 et 1999[6]. Parallèlement, aucune province à l'ouest de la Nouvelle-Écosse n'a enregistré une augmentation des taux de mises à pied permanentes.

Par conséquent, pour la plupart des travailleurs et la plupart des provinces, les taux de mises à pied permanentes n'étaient pas plus élevés à la fin des années 1990 qu'ils ne l'étaient à la fin des années 1980.

---

6 Dans les deux provinces, la hausse des taux de mises à pied permanentes est statistiquement significative à un seuil de 1 % (test bilatéral).

IV.4 Vérification de la robustesse : prise en compte des erreurs de déclaration de la fin des contrats et des faillites

Lorsqu'ils émettent un relevé d'emploi, les employeurs doivent normalement déclarer la fin des contrats de travail et les mises à pied qui résultent de faillites dans la catégorie A portant le titre « manque de travail ». C'est cette catégorie que l'on utilise dans la présente étude pour mesurer les mises à pied.

Cependant, il est possible que certaines entreprises déclarent incorrectement les fins de contrat et les faillites à la catégorie K, soit une catégorie résiduelle regroupant les cessations d'emploi associées à des *motifs ne figurant pas sur le relevé d'emploi*[7]. Idéalement, nous aimerions inclure ces erreurs de déclaration des fins de contrats et des faillites dans notre mesure des pertes d'emplois permanentes. Malheureusement, dans notre ensemble de données, il est impossible d'isoler ces cessations d'emploi de toutes les autres cessations déclarées sous la catégorie K.

Pour assurer la robustesse de nos résultats sur les tendances des taux de mises à pied permanentes, nous adoptons une démarche en deux étapes. Dans un premier temps, nous calculons les taux de cessations d'emploi permanentes associées à la catégorie K. Pour tous les groupes d'âge-sexe exception faite des hommes âgés de 25 à 34 ans, ces taux de cessations d'emploi permanentes n'étaient pas plus élevés en 1999 qu'en 1989 (tableau 3). Dans le cas des hommes de 25 à 34 ans, ces taux étaient presque identiques au cours de ces deux années.

Par la suite, nous calculons un taux « élargi » de cessations d'emploi permanentes, correspondant à la somme des mises à pied permanentes et des cessations d'emploi permanentes associées à la catégorie K. Lorsque nous procédons ainsi, nous observons que, entre 1989 et 1999, aucun groupe de travailleurs (défini selon l'âge et le sexe) n'affiche une hausse du taux élargi de cessations d'emploi permanentes supérieure à 0,4 point (tableau 4).

Ensemble, les tableaux 3 et 4 confirment les principaux résultats de la section IV.3, c'est-à-dire que bon nombre de Canadiens ne couraient pas plus de risques de perdre leur emploi en 1999 que leurs homologues en 1989.

V. Analyse multivariée

V.1 Probabilité de mises à pied selon l'âge et le sexe

Afin de déterminer si les tendances décrites ci-dessus tiennent pour les travailleurs d'âges semblables occupant des emplois comparables, nous appliquons des modèles logit qui estiment la probabilité de mises à pied des travailleurs au cours d'une année donnée. Des régressions distinctes sont effectuées pour chacun des dix groupes d'âge-sexe définis précédemment. La

[7] De telles erreurs peuvent survenir même si le guide des relevés d'emploi spécifie, de 1989 à 1996, que la catégorie A doit être utilisée, entre autres choses, pour déclarer « [...] un emploi complété ou un contrat terminé » [traduction libre]. En 1999, le guide des relevés d'emploi demandait aux employeurs d'utiliser le code K pour des raisons autres que celles indiquées dans un tableau accompagnant le formulaire de relevé d'emploi. Les raisons indiquées dans ce tableau comprenaient : A) manque de travail, E) démissions de même que les autres raisons mentionnées dans la section III.

variable dépendante prend la valeur 1 lorsque l'emploi prend fin en raison d'une mise à pied permanente et la valeur 0 dans les autres cas.

Chaque groupe d'âge-sexe est soumis à deux modèles. Le premier modèle comprend l'ensemble suivant de variables explicatives : l'âge, l'âge au carré, la province et un vecteur des effets de l'année pour la période allant de 1983 à 1999 (l'année 1989 étant la catégorie de référence). Le second modèle ajoute des variables de contrôle pour la branche d'activité (6 catégories) et la taille de l'entreprise (4 catégories)[8].

Dans tous les modèles logit de la présente étude, le degré d'augmentation de la probabilité de mises à pied des travailleurs entre 1989 et 1999, ΔP_{1999}, est évalué en fonction du taux de mises à pied permanentes observé en 1989, P_{1989}, à l'aide de la formule suivante [Gunderson et al. (1986:267)] :

$$(1) \qquad \Delta P_{1999} = [1+\exp(-x'b - b_{1999})]^{-1} - P_{1989}$$

où $x'b = \ln[P_{1989}/(1-P_{1989})]$ et b_{1999} représente le coefficient pour l'année 1999.

Cette formule représente en fait l'expérience conceptuelle suivante. Il s'agit premièrement de choisir un travailleur dont la probabilité de mise à pied en 1989 équivaut au taux moyen de mises à pied permanentes de son groupe d'âge-sexe au cours de cette année-là. On doit ensuite se demander quelle serait la probabilité de mise à pied de ce travailleur en 1999.

Il importe de souligner que ces analyses multivariées se fondent sur des échantillons d'une taille exceptionnelle. Le nombre d'observations dans ces modèles logit varie de 711 562 pour les femmes âgées de 55 à 64 ans à 4 323 671 pour les hommes âgés de 25 à 34 ans. Les résultats sont présentés au tableau 5[9].

Le modèle 1 indique que, entre 1989 et 1999, la probabilité de mises à pied permanentes s'est accrue – et ce, de manière statistiquement significative à un seuil de 5 % – pour les hommes âgés de 35 à 44 ans et pour ceux âgés de 55 à 64 ans. Toutefois, ces hausses sont peu marquées : elles s'établissent à 0,3 point et 0,6 point respectivement[10]. Les femmes âgées de 25 à 34 ans et de 35 à 44 ans courent, elles aussi, des risques accrus de perdre leur emploi, leur probabilité de mises à

---

[8] Nous évitons volontairement d'inclure des termes d'interaction entre les covariables et les effets de l'année parce que nous voulons cerner toutes les augmentations de la probabilité de mises à pied des travailleurs par les déplacements de la coordonnée à l'origine, ce qui permet de mesurer la hausse « moyenne » de la probabilité au fil des ans.

[9] Les résultats détaillés de régression du modèle 1 sont présentés à l'annexe 2, tandis que ceux du modèle 2 sont disponibles sur demande. Il est à noter que la probabilité d'être mis à pied de façon permanente *augmente* avec l'âge (à un rythme décroissant) chez les hommes et femmes âgés de 15 à 24 ans. Ceci peut survenir si plusieurs employés âgés de 15 à 19 ans sont des étudiants travaillant à temps partiel et peu susceptibles d'être mis à pied dans leur emploi et si plusieurs de ceux âgés de 20 à 24 ans ont complété leur transition école-marché du travail et ont peu d'ancienneté dans leur emploi. Tel qu'anticipé, la probabilité d'être mis à pied de façon permanente *diminue* avec l'âge (également à un rythme décroissant) pour les travailleurs âgés de 25 ans et plus.

[10] L'augmentation de 0,2 point observée chez les hommes âgés de 45 à 54 ans est statistiquement significative à un seuil de 6 % (test bilatéral).

pied permanentes ayant augmenté de 0,3 point et de 0,5 point, respectivement. Bien qu'elle soit modérée en chiffres absolus, la hausse observée pour les femmes âgées de 35 à 44 ans n'est pas pour autant négligeable en *termes relatifs*, celle-ci atteignant 16 % (le taux de mises à pied permanentes de ces femmes se chiffrait à 3,2 % en 1989). En revanche, les hommes âgés de 15 à 24 ans ont enregistré une baisse de 1 point de pourcentage au chapitre des probabilités de mises à pied permanentes. Par conséquent, seuls les hommes âgés de 55 à 64 ans et les femmes âgées de 35 à 44 ans ont affiché des hausses de la probabilité de perdre leur emploi supérieures à un demi-point de pourcentage entre 1989 et 1999.

La transformation de la répartition des emplois selon la branche d'activité et la taille de l'entreprise peut-elle expliquer, dans une large mesure, la probabilité accrue de pertes d'emplois pour les hommes de 55 à 64 ans et les femmes de 35 à 44 ans? On doit répondre par la négative. La majeure partie de l'augmentation des pertes d'emplois observée chez ces deux groupes persiste lorsqu'on ajoute des variables de contrôle liées à la branche d'activité et à la taille de l'entreprise (modèle 2). Ces conclusions tiennent également dans le cas des femmes âgées de 25 à 34 ans.

Par contre, l'augmentation du risque de pertes d'emplois chez les hommes âgés de 35 à 44 ans est entièrement attribuable aux effets de composition. En effet, la probabilité de mises à pied permanentes de ce groupe cesse de croître lorsque nous tenons compte de la branche d'activité et de la taille de l'entreprise.

La probabilité de pertes d'emplois augmente d'environ 0,5 point pour les travailleurs – hommes et femmes – âgés de 45 à 54 ans une fois que l'on neutralise les effets de la branche d'activité et de la taille de l'entreprise. Dans la mesure où l'on n'a observé pratiquement aucune hausse de la probabilité de pertes d'emplois pour ces travailleurs dans le modèle 1, il semble que la transformation de la répartition de l'emploi selon la branche d'activité et la taille de l'entreprise – survenue entre 1989 et 1999 – ait eu pour effet de *réduire* les taux de mises à pied de ces travailleurs[11].

Ensemble, les résultats descriptifs présentés à la section IV et les résultats des modèles statistiques utilisés dans la présente section offrent peu d'éléments permettant de conclure que les probabilités de pertes d'emplois pour les Canadiens ont augmenté *sensiblement* entre les années 1980 et les années 1990. Ces conclusions tiennent pour les données du tableau 6, qui présente les résultats de régressions logistiques modélisant la probabilité de mises à pied permanentes des travailleurs *ou* de cessations d'emploi permanentes pour des motifs ne figurant pas sur les relevés d'emploi, c.-à-d. pour des motifs associés à la catégorie K des relevés[12].

---

[11] Dans le groupe des femmes âgées de 45 à 54 ans, 38 % occupaient un emploi (pourcentage mesuré par le nombre d'emplois-personnes relevé une année donnée) dans les services publics en 1989. Ce pourcentage a grimpé pour atteindre 44 % en 1999 (Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre, échantillon de 1 % des travailleurs). La proportion croissante de femmes âgées de 45 à 54 ans dans les services publics – un secteur caractérisé par un taux de mises à pied permanentes inférieur à la moyenne – explique vraisemblablement les écarts entre les probabilités de mises à pied obtenues dans les modèles 1 et 2 pour ce groupe.

[12] La variable dépendante prend la valeur 1 lorsqu'un travailleur subit une mise à pied permanente ou une cessation d'emploi pour des motifs ne figurant pas sur le relevé d'emploi et la valeur 0 dans les autres cas.

V.2 Probabilité de mises à pied selon la branche d'activité, la taille de l'entreprise et les gains

Bien que seuls les hommes âgés de 55 à 64 ans et les femmes âgées de 35 à 44 ans aient enregistré des hausses de la probabilité de pertes d'emplois d'au moins un demi-point de pourcentage entre 1989 et 1999, certains segments de l'économie canadienne peuvent avoir subi des probabilités croissantes de mises à pied. Nous examinons cette question sous trois angles.

Premièrement, nous cherchons à déterminer si les hommes et les femmes d'un groupe d'âge donné et dans une branche d'activité donnée étaient plus susceptibles d'être licenciés en 1999 qu'ils ne l'étaient en 1989. Pour répondre à cette question, nous appliquons des modèles logit distincts de la probabilité de mises à pied des travailleurs pour chacun des six groupes de branches d'activité figurant au tableau 2. Deuxièmement, nous cherchons à déterminer si les hommes et les femmes d'un groupe d'âge donné employés par une entreprise du secteur privé d'une taille donnée couraient des risques de mises à pied permanentes plus élevés en 1999 qu'en 1989. Nous estimons des modèles distincts pour chacune des quatre catégories de la taille de l'entreprise figurant au tableau 2. Pour chacun de ces modèles, nous utilisons les variables de contrôle de l'âge, de l'âge au carré, de la province et un vecteur des effets de l'année[13].

Enfin, nous nous demandons si les travailleurs mieux rémunérés (soit ceux dont les gains se chiffraient à 50 000 $ ou plus – en dollars constants de 1999 – au cours de l'année précédant leur mise à pied) employés par une entreprise d'une taille donnée dans une branche d'activité donnée ont vu leur probabilité de mise à pied augmenter au fil des ans. Des modèles distincts sont utilisés pour les travailleurs employés dans toutes les branches d'activité et pour ceux travaillant dans le secteur privé[14].

Dans tous les cas (c.-à-d. que l'on estime des modèles distincts selon la branche d'activité, la taille de l'entreprise ou pour les travailleurs mieux rémunérés), nous limitons l'analyse aux travailleurs âgés de 15 à 64 ans. Tous les modèles sont estimés séparément pour les hommes et les femmes. Nous estimons donc 24 modèles. Les résultats sont présentés au tableau 7[15].

Ces modèles permettent de dégager trois grandes observations. Premièrement, certaines branches d'activité ont affiché des risques accrus de pertes d'emplois. Si la probabilité de mises à pied

---

13 Lorsque nous posons ces deux questions, nous cherchons à déterminer si les travailleurs d'un groupe d'âge donné courent des risques plus élevés de perdre leur emploi dans une branche d'activité donnée *ou* dans une entreprise d'une taille donnée – mais non dans une branche d'activité donnée *et* dans une entreprise d'une taille donnée. C'est pourquoi nous *ne neutralisons pas* les effets de la taille de l'entreprise lorsque nous estimons les modèles propres à la branche d'activité et les effets de la branche d'activité lorsque nous exécutons les modèles propres à la taille de l'entreprise. Toutefois, les principaux résultats obtenus grâce à ces modèles – c.-à-d. l'augmentation de la probabilité de pertes d'emplois dans les services de distribution, les services aux entreprises, les services publics et les grandes entreprises du secteur privé – tiennent lorsque d'autres spécifications comprenant ces variables de contrôle supplémentaires sont utilisées.

14 Dans le cadre de la présente étude, le secteur privé couvre toutes les branches d'activité sauf les services publics. Ces modèles comprennent les variables explicatives suivantes : l'âge, l'âge au carré, la branche d'activité, la taille de l'entreprise, la province et un vecteur des effets de l'année.

15 Les résultats détaillés des régressions sont disponibles sur demande.

permanentes a généralement diminué dans les industries de production des biens et qu'elle a peu varié dans les services à la consommation, elle a augmenté d'au moins un demi-point de pourcentage dans les services de distribution, les services aux entreprises et les services publics[16].

Deuxièmement, les grandes entreprises du secteur privé – qui retiennent souvent l'attention des médias lorsqu'elles procèdent à des licenciements collectifs – ont licencié des travailleurs à un plus grand rythme en 1999 qu'en 1989. La probabilité de mises à pied permanentes dans les grandes entreprises du secteur privé s'est accrue de 0,7 point pour les hommes et de 0,6 point pour les femmes. Il s'agit là d'une hausse non négligeable puisqu'elle représente une augmentation d'au moins 20 % en termes *relatifs* (le taux de mises à pied permanentes observé dans les grandes entreprises en 1989 s'établissant à 3,3 % pour les hommes et à 1,9 % pour les femmes)[17]. En 1999, les grandes entreprises étaient à l'origine du tiers des emplois dans le secteur privé[18].

Troisièmement, les femmes mieux rémunérées employées par des entreprises du secteur privé ont, elles aussi, affiché une hausse d'au moins un demi-point au chapitre de la probabilité de mises à pied. Dans la mesure où leur taux de mises à pied permanentes en 1989 n'atteignait que 1 %, leurs risques d'être mises à pied restaient relativement faibles à la fin des années 1990. Les résultats n'indiquent pas d'augmentation de la probabilité de mises à pied chez les hommes mieux rémunérés.

Par conséquent, bien que, globalement, les taux de mises à pied permanentes n'aient pas augmenté de façon sensible entre les années 1980 et les années 1990, les travailleurs de certains secteurs de l'économie canadienne ont vu croître les risques de perdre leur emploi.

---

16 Le lecteur attentif pourrait se demander pourquoi la probabilité de mises à pied permanentes dans les services publics a augmenté de 0,7-0,8 point *chez les travailleurs d'un âge donné* alors que les taux de mises à pied permanentes dans ce secteur ne se sont accrus que de 0,3 point entre 1989 et 1999 (tableau 2). Ces écarts peuvent notamment être attribuables au fait que, entre 1989 et 1999, l'âge moyen des employés a considérablement grimpé dans le secteur des services publics (passant de 36,1 ans à 39,6 ans, comparativement à une hausse de 32,2 ans à 35,0 ans dans le secteur privé : Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre, échantillon formé de 1 % des travailleurs). Puisque les travailleurs plus âgés affichent généralement des taux de mises à pied relativement faibles, les taux de mises à pied permanentes tendent à diminuer dans les services publics. Ces effets ont été plus que contrebalancés par les risques accrus de mises à pied des *travailleurs d'un âge donné*, ce qui explique la légère hausse des taux de mises à pied permanentes apparaissant au tableau 2.

17 En revanche, les hommes travaillant dans des entreprises comptant moins de 500 employés et les femmes employées dans de petites entreprises ont vu leur probabilité de mises à pied permanentes diminuer entre 1989 et 1999. Il convient de rappeler que les taux de mises à pied permanentes dans les grandes entreprises du secteur privé ont augmenté, passant de 3,3 % à 4,0 % pour les hommes et de 1,9 % à 2,5 % pour les femmes entre 1989 et 1999 (tableau 2).

18 Chiffre établi à partir de l'échantillon du FDLMO formé de 1 % des travailleurs.

VI. Taux d'embauche, taux de démissions permanentes et stabilité d'emploi

Picot et Lin (1997) ont montré que, durant la première moitié des années 1990, les taux d'embauche étaient relativement faibles comparativement aux niveaux observés à la suite de la récession de 1981-1982. Les données de la figure 5.1 confirment ce constat. Au cours de la période 1995-1999, les taux d'embauche au Canada se sont établis en moyenne à 21 %, soit bien en deçà du taux de 25 % enregistré pendant la période 1985-1989 (tableau 1).

La plupart des provinces ont enregistré des taux d'embauche nettement inférieurs au cours de la seconde moitié des années 1990 que pendant la seconde moitié des années 1980. Ainsi, les taux d'embauche en Ontario atteignaient 21 % environ en 1997-1998, soit pas moins de 4 points en deçà des niveaux enregistrés en 1987-1988 (tableau 8). La Colombie-Britannique affichait des taux d'embauche de 20 % en 1998, c.-à-d. au moins 10 points au-dessous des taux relevés en 1988. La baisse des taux d'embauche tend à indiquer que si la probabilité de mises à pied permanentes n'a pas sensiblement augmenté entre les années 1980 et les années 1990, la probabilité de trouver un nouvel emploi à la suite d'une mise à pied pourrait avoir nettement diminué.

Les taux d'embauche ont fléchi de façon bien plus marquée dans les petites entreprises que dans les grandes. Dans les entreprises comptant moins de 20 employés, les taux moyens d'embauche ont chuté de 23 % entre 1985-1989 et 1995-1999 (tableau 9, figures 5.2-5.3). En revanche, ils n'ont diminué que de 4 % dans les grandes entreprises entre ces deux périodes.

La baisse des taux d'embauche varie selon le groupe d'âge. Les travailleurs âgés de 25 à 34 ans – tant les hommes que les femmes – ont enregistré un repli des taux moyens d'embauche d'au moins 15 % entre 1985-1989 et 1995-1999 (tableau 10, figures 5.4-5.5). Par comparaison, chez les hommes âgés de 45 à 54 ans, les taux d'embauche ont augmenté de 10 % entre ces deux périodes.

Si les perspectives d'emploi – telles qu'elles sont mesurées par les taux d'embauche – étaient moins reluisantes durant les années 1990, on pourrait s'attendre à ce que les employés affichent des taux de démissions moins élevés au cours des années 1990 que ceux de leurs homologues durant les années 1980. Les données de la figure 6 et du tableau 11 confirment cette thèse. Entre 1989 et 1999, les taux de démissions permanentes au Canada ont fléchi, passant de 9,2 % à 7,3 %. On relève des baisses généralisées de la propension des travailleurs à quitter leur emploi. Ces baisses sont observées dans tous les groupes d'âge, tous les grands groupes de l'activité économique, toutes les tailles d'entreprise et dans la plupart des provinces, seuls l'Île-du-Prince-Édouard et le Nouveau-Brunswick faisant marche à part à ce chapitre. En chiffres *absolus*, les diminutions les plus fortes des taux de démissions permanentes ont été enregistrées en Ontario et en Colombie-Britannique, en baisse de 3,1 et de 2,5 points, respectivement. En chiffres *relatifs*, ces taux ont chuté d'au moins 25 % dans ces deux provinces et à Terre-Neuve.

Cette chute des taux de démissions n'est pas simplement attribuable au vieillissement de la main-d'œuvre. Pour tous les groupes d'âge, les modèles logit des démissions permanentes révèlent encore une baisse appréciable de la probabilité pour les travailleurs de quitter leur emploi même lorsqu'on neutralise l'effet de l'âge des travailleurs (âge au carré et province de travail)

(tableau 12, modèle 1). Entre 1989 et 1999, la probabilité de démissions a enregistré une baisse variant de 0,7 à 2,2 points chez les femmes et de 0,4 à 1,9 point chez les hommes. Pour la plupart des groupes d'âge, l'ajout de variables de contrôle relatives à la branche d'activité et à la taille de l'entreprise n'a pas atténué ces réductions. En fait, la probabilité de démissions a accusé des baisses variant de 16 % à 21 % – en termes *relatifs* – pour les travailleurs âgés de 35 à 54 ans lorsqu'on a ajouté ces variables de contrôle[19].

Puisqu'il est bien établi que les personnes ayant plus d'ancienneté tendent à afficher des taux de démissions plus faibles – ce qui traduit vraisemblablement un bon appariement entre les qualifications requises et les compétences des employés –, on pourrait avancer que la diminution des taux de démissions est simplement attribuable aux niveaux croissants d'ancienneté au sein des divers groupes d'âge. Les données de l'Enquête sur la population active indiquent que cette thèse ne tient pas pour les hommes. En 1999, les niveaux moyens d'ancienneté des hommes, dans tous les groupes d'âge, n'étaient pas supérieurs à ceux observés en 1989 (tableau 13). Par contre, les femmes âgées de 35 ans et plus avaient plus d'ancienneté en 1999 que leurs homologues en 1989. Par conséquent, une partie de la baisse des taux de démissions chez les femmes pourrait s'expliquer par les niveaux accrus d'ancienneté.

Le fait que les taux de démissions des hommes âgés de 45 à 54 ans ont fléchi alors que leurs taux d'embauche ont *augmenté* laisse penser que d'autres facteurs pourraient avoir contribué à la baisse des taux de démissions. Ainsi, Kuhn et Sweetman (1998) ont montré que les modifications législatives apportées au régime d'assurance-emploi (assurance-chômage) en 1993 – notamment l'élimination de l'admissibilité aux prestations des travailleurs ayant volontairement quitté leur emploi sans motif valable – ont réduit la propension des jeunes travailleurs (âgés de 15 à 24 ans) et des femmes âgées de 25 à 54 ans à quitter leur emploi[20].

Par conséquent, bien que les taux de mises à pied permanentes n'aient pas augmenté de manière appréciable entre les années 1980 et les années 1990, les taux de démissions permanentes ont sensiblement diminué. Puisque les autres formes de cessation d'emploi ont diminué modérément (baissant de 7.2 % en 1989 à 6.0 % en 1999), les cessations d'emploi permanentes considérées globalement (c.-à-d. la somme des mises à pied permanentes, des démissions permanentes et des autres cessations d'emploi permanentes) se sont contractées au cours des années 1990 (figure 7). Ces tendances expliquent la hausse de la stabilité d'emploi – mesurée par la durée complète moyenne d'emploi – durant les années 1990 (figure 8), un phénomène documenté par Heisz (2002)[21].

---

[19] Cette probabilité a chuté encore davantage chez les hommes âgés de 55 à 64 ans (-24 %) et chez les femmes âgées de 55 à 64 ans (-33 %).

[20] Kuhn et Sweetman (1998, 570) concluent que « l'ampleur des réductions est assez importante chez les femmes : par rapport à la période de référence, le taux de démissions a fléchi de 12 % à 18 % à court terme et d'environ 30 % à long terme. Le comportement des hommes du principal groupe d'âge actif semble, en revanche, peu touché par les modifications législatives ». [Traduction libre]

[21] À l'instar de Picot, Heisz et Nakamura (2001, 8), nous calculons les durées complètes moyennes de l'emploi ainsi. En supposant une fonction exponentielle de survie, on peut estimer la durée de l'emploi par $1/\lambda$, où $\lambda=-\ln(R)/t$, où R représente le taux moyen de maintien de l'effectif et où t, l'intervalle de temps utilisé ici, équivaut à 1 an. Le taux moyen de maintien de l'effectif correspond simplement à 1-(la probabilité de cessations d'emploi permanentes). Les données de l'Enquête sur la population active indiquent que la durée moyenne

Pour évaluer dans quelle mesure la baisse du taux de démissions explique la hausse de la stabilité d'emploi observée entre 1989 et 1999, nous procédons comme suit. Premièrement, nous estimons des modèles logit de mises à pied, démissions et autres cessations d'emploi pour la période 1983-1999. Dans ces modèles, les variables explicatives sont : les groupes d'âge (15 à 24 ans, la catégorie omise; 25 à 34 ans; 35 à 44 ans; 45 à 54 ans et 55 à 64 ans), le sexe, la province, le secteur d'activité (6 catégories), la taille d'entreprise (4 catégories), un ensemble complet de termes d'interaction avec la variable sexe et un vecteur d'effets d'années (1989 étant l'année omise). Pour chacun des trois modèles logit, nous utilisons l'équation (1) pour calculer l'effet marginal associé à l'année 1999, c'est-à-dire le changement –entre 1989 et 1999- dans la probabilité d'être mis à pied, de démissionner, ou de quitter l'entreprise pour d'autres raisons. Après avoir ajouté cet effet marginal au taux de cessations permanentes de 1989, nous obtenons la probabilité de cessation permanente en 1999 (conditionnelle aux variables explicatives ci-haut définies).

La première ligne du Tableau 14 montre les taux de cessations permanentes observés en 1989. La deuxième ligne montre que la durée complète moyenne des emplois, calculée à partir de ces taux et en supposant une fonction de survie exponentielle, égale 47,6 mois en 1989. La troisième ligne présente les probabilités de cessations permanentes en 1999 obtenues à partir des trois modèles logit ci-haut définis. Les chiffres confirment la baisse importante –entre 1989 et 1999- de la propension des travailleurs à démissionner et la baisse modérée de leur propension à quitter pour d'autres raisons. La quatrième ligne montre que, après avoir tenu compte de l'âge, du sexe, de la province, du secteur d'activité et de la taille d'entreprise, la durée complète moyenne des emplois a augmenté de 47,6 mois en 1989 à 52,9 mois en 1999. Ainsi, en maintenant constantes les caractéristiques des travailleurs et des emplois, la stabilité de l'emploi –telle que mesurée dans FDLMO- a augmenté de 11% entre 1989 et 1999.

Dans les cinquième et sixième lignes, nous posons la question suivante : si on maintenait constantes les caractéristiques des travailleurs et des emplois, de combien augmenterait la stabilité de l'emploi entre 1989 et 1999 dans la mesure où les probabilités de mises à pied et de départs pour d'autres raisons demeureraient inchangées et dans la mesure où la probabilité de démissionner serait égale à sa valeur de 1999? La réponse est que, sous ces conditions, la durée complète moyenne des emplois aurait augmenté de 47,6 mois en 1989 à 51,2 mois en 1999, une hausse de 7.6%. Ainsi, la baisse de la propension à démissionner des travailleurs semble expliquer 68% (soit 7.6% / 11%) de la hausse de la stabilité d'emploi entre 1989 et 1999.

Il importe de souligner que cette augmentation de la stabilité d'emploi ne doit pas être forcément considérée comme une tendance positive *si* la baisse des taux de démissions permanentes résulte dans une certaine mesure d'une diminution des taux d'embauche, c.-à-d. de perspectives d'emploi moins reluisantes. Il va sans dire qu'une hausse de la stabilité d'emploi résultant d'une réduction des perspectives d'emploi a des répercussions bien différentes sur le bien-être des travailleurs qu'une hausse de la stabilité attribuable à une offre croissante d'emplois permanents bien rémunérés.

---

complète de l'emploi au augmenté de 25 % entre 1985-89 et 1995-99. La hausse correspondante obtenue avec FDLMO est de 20 %.

VII. Conclusion

Nous avons cherché, dans le cadre de la présente étude, à déterminer si les taux de mises à pied permanentes avaient sensiblement augmenté entre les années 1980 et les années 1990. Peu d'éléments permettent de conclure que les taux de mises à pied permanentes se sont *considérablement* accrus au Canada au cours des deux dernières décennies. Si les risques de pertes d'emplois ont augmenté de façon non négligeable dans certaines branches d'activité et dans les grandes entreprises du secteur privé, les hommes et les femmes de divers groupes d'âge n'ont généralement pas subi de hausses marquées de leur probabilité de mises à pied permanentes. Seuls les hommes âgés de 55 à 64 ans et les femmes âgées de 35 à 44 ans ont affiché des augmentations des probabilités de mises à pied permanentes supérieures à un demi-point de pourcentage.

Ces chiffres sont des moyennes représentant les tendances globales pour l'ensemble de l'économie canadienne et ne n'appliquent pas forcément à tous les secteurs du marché du travail du Canada. À titre d'exemple, l'examen des données provinciales révèle que deux provinces – Terre-Neuve et l'Île-du-Prince-Édouard – ont enregistré des hausses substantielles des taux de mises à pied entre 1989 et 1999. En outre, on ne peut conclure que les taux de mises à pied permanentes ont *diminué* et ce, malgré l'augmentation du niveau de scolarité des employés canadiens entre les années 1980 et les années 1990. Puisque les travailleurs très scolarisés courent généralement moins de risques de mises à pied permanentes que leurs collègues peu scolarisés (Galarneau et Stratychuk, 2001), il se pourrait que les taux de mises à pied permanentes de certains groupes – p. ex., les travailleurs sans diplôme d'études secondaires – se soient accrus au cours de cette période. De même, les taux de mises à pied temporaires —un autre indicateur de précarité d'emploi— ont augmenté d'au moins un demi-point de pourcentage chez les hommes de 35 ans et plus, les femmes âgées de 35 à 44 ans et celles âgées de 55 à 64 ans entre 1989 et 1999 (Tableau 15).

Les résultats les plus frappants de cette étude se rapportent à la baisse généralisée des taux de démissions permanentes observée durant cette période. Il semble raisonnable d'arguer que la réduction des taux de démissions est partiellement attribuable à la diminution des taux d'embauche qui s'est produite pendant les années 1990. Par conséquent, si les risques de pertes d'emplois ne se sont généralement pas accrus de façon sensible au cours des deux dernières décennies, la probabilité de trouver un nouvel emploi à la suite d'une mise à pied – compte tenu de la baisse des taux d'embauche – a nettement diminué.

Le fléchissement des taux d'embauche a pu avoir pour effet d'accroître la durée des périodes de chômage chez les travailleurs licenciés. Il pourrait aussi avoir réduit les salaires des travailleurs licenciés ayant trouvé un nouvel emploi, comparativement aux salaires des travailleurs pendant les années 1980. Dans les deux cas, les pertes de gains des travailleurs licenciés se seraient alors intensifiées entre les années 1980 et les années 1990. De nouvelles recherches devraient aborder cette question.

Tableau 1 : Taux de cessations d'emploi et d'embauche (%) au Canada, 1983-1999*

	Cessations d'emploi permanentes					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Année	Mises à pied	Démissions	Autres	Toutes	Taux d'embauche	Taux de mises à pied temporaires
1983	7,7	5,4	6,5	19,5	-	9,6
1984	7,5	6,1	7,3	20,8	22,6	9,3
1985	7,0	7,0	7,3	21,3	24,6	8,5
1986	6,7	7,5	7,3	21,5	24,2	8,3
1987	6,4	8,7	7,3	22,4	25,3	7,8
1988	6,1	9,4	7,3	22,8	25,8	7,4
1989	5,9	9,2	7,2	22,3	25,0	7,3
1990	6,9	7,9	7,4	22,1	21,2	8,6
1991	7,2	5,8	7,1	20,2	17,7	9,5
1992	7,1	5,0	6,9	19,0	17,3	9,7
1993	6,8	4,8	6,8	18,4	18,0	9,3
1994	6,5	5,5	6,8	18,7	20,1	8,5
1995	6,5	5,4	6,8	18,6	19,1	9,0
1996	6,4	5,3	6,4	18,1	18,7	9,2
1997	6,4	6,2	6,0	18,6	23,3	8,5
1998	6,3	6,9	5,8	18,9	21,6	8,6
1999	5,7	7,3	6,0	19,1	21,8	7,8

* Emplois donnant lieu à une rémunération d'au moins 500 $ en dollars constants de 1989.
Source : Fichier de données longitudinales sur la main-d'oeuvre (échantillon de 10 % des travailleurs).

Tableau 2 : Taux de mises à pied permanentes au Canada, selon diverses caractéristiques, 1983-1999 (%)

Année	83	84	85	86	87	88	89	90	91	92	93	94	95	96	97	98	99
Tous les travailleurs	7,7	7,5	7,0	6,7	6,4	6,1	5,9	6,9	7,2	7,1	6,8	6,5	6,5	6,4	6,4	6,3	5,7
Hommes	9,7	9,3	8,8	8,5	8,1	7,8	7,7	9,0	9,4	9,2	8,8	8,4	8,5	8,3	8,1	8,1	7,5
Femmes	5,0	5,0	4,6	4,4	4,2	4,0	3,8	4,4	4,6	4,7	4,5	4,3	4,2	4,3	4,5	4,2	3,9
Hommes 15-24	11,8	11,4	10,4	9,8	9,2	8,7	8,3	9,7	10,2	9,9	9,5	9,0	9,2	9,0	8,4	8,5	7,6
Hommes 25-34	10,5	9,9	9,4	9,3	8,7	8,3	8,1	10,0	10,5	10,3	9,8	9,2	9,1	8,9	8,7	8,6	7,8
Hommes 35-44	8,3	8,1	7,6	7,5	7,3	7,1	7,1	8,2	8,7	8,6	8,3	7,9	8,0	7,8	7,9	7,9	7,3
Hommes 45-54	7,7	7,6	7,4	7,2	6,8	6,7	6,7	7,6	7,9	7,7	7,6	7,2	7,4	7,3	7,4	7,4	7,0
Hommes 55-64	7,1	7,2	7,2	6,9	6,9	6,9	7,4	8,0	8,5	8,2	8,1	8,1	8,4	8,2	8,3	8,3	8,1
Femmes 15-24	6,3	6,6	5,8	5,4	4,9	4,7	4,3	4,8	5,2	5,4	5,2	5,0	5,1	5,3	5,1	4,7	4,3
Femmes 25-34	5,0	4,9	4,6	4,6	4,4	4,2	4,0	4,7	5,0	5,1	4,9	4,7	4,5	4,7	5,0	4,7	4,2
Femmes 35-44	3,9	4,0	3,9	3,5	3,5	3,5	3,2	3,9	4,2	4,2	4,0	3,8	3,8	3,8	4,3	3,9	3,7
Femmes 45-54	3,9	3,7	3,6	3,5	3,3	3,3	3,1	3,7	3,9	3,9	3,7	3,4	3,3	3,4	3,7	3,4	3,3
Femmes 55-64	3,9	3,9	3,6	3,4	3,5	3,6	3,5	4,1	4,3	4,6	4,5	4,2	3,8	3,9	4,3	3,9	3,6
Selon la province																	
Terre-Neuve	16,1	16,7	17,2	16,1	16,9	15,7	15,8	15,6	17,0	18,5	17,2	15,5	14,0	15,1	14,8	16,9	18,0
Île-du-Prince-Édouard	12,2	12,6	12,4	11,9	11,8	11,7	12,2	11,0	12,7	12,8	12,0	12,7	12,3	16,1	14,9	14,3	14,3
Nouvelle-Écosse	8,7	9,2	9,1	8,6	8,4	8,3	8,2	8,7	8,7	8,9	8,7	8,4	8,9	7,8	8,4	8,6	8,7
Nouveau-Brunswick	12,0	12,5	11,8	11,7	11,7	10,9	11,4	11,8	11,9	11,9	12,4	11,5	11,8	11,9	11,8	11,6	11,2
Québec	8,5	8,8	8,3	7,5	7,6	7,6	7,3	8,1	8,3	8,2	7,7	7,6	7,5	7,5	8,0	7,3	6,5
Ontario	5,6	5,2	4,8	4,3	4,1	3,8	3,9	5,2	5,5	5,3	4,9	4,5	4,6	4,7	4,7	4,4	3,9
Manitoba	5,4	5,4	5,1	5,3	5,0	4,8	4,4	5,1	5,2	4,9	5,3	4,7	4,7	4,7	4,5	4,5	4,4
Saskatchewan	6,6	6,4	6,1	6,4	6,6	6,8	5,7	5,7	6,5	7,1	6,3	5,6	5,8	5,4	5,5	6,0	5,5
Alberta	9,9	8,8	7,5	8,6	7,2	6,7	6,1	6,5	7,1	7,2	7,3	6,9	6,9	6,2	5,6	6,4	5,9
Colombie-Britannique	9,4	9,2	9,1	9,1	8,2	7,8	7,2	8,0	8,3	7,7	7,8	7,6	7,7	7,5	7,4	7,3	6,7
Selon l'industrie																	
Industries primaires et de la construction	23,6	23,6	22,1	22,0	21,1	20,9	20,5	23,1	23,8	23,6	23,1	22,2	22,5	21,8	20,7	21,4	20,0
Fabrication	7,4	7,1	6,7	6,4	5,7	5,7	5,9	7,7	8,0	7,7	6,9	6,4	6,6	6,4	6,1	6,2	5,4
Services de distribution	5,5	5,4	5,3	5,2	5,2	4,4	4,2	5,6	6,0	6,1	5,8	5,3	5,2	5,1	5,3	5,3	4,8
Services aux entreprises	6,1	5,6	5,5	5,1	4,6	4,5	4,2	5,4	5,9	5,9	5,6	5,3	5,5	5,2	5,4	5,3	5,1
Services à la consommation	7,5	7,3	6,4	6,1	5,4	5,0	4,4	5,0	5,9	6,0	5,8	5,5	5,5	5,5	5,2	5,1	4,7
Services publics	2,5	2,7	2,6	2,2	2,4	2,2	2,0	2,2	2,3	2,3	2,6	2,4	2,2	2,4	3,3	2,4	2,3
Selon la taille de l'entreprise																	
1-19 employés	13,7	13,6	12,6	12,0	11,4	10,9	10,2	11,5	12,0	12,2	12,0	11,4	11,3	11,0	10,6	10,4	9,6
20-99 employés	9,9	9,7	9,0	8,7	7,9	7,8	7,6	9,1	9,5	9,3	8,6	8,3	8,6	8,3	8,0	8,1	7,3
100-499 employés	7,3	6,9	6,2	6,0	5,8	5,9	6,0	7,0	7,5	6,7	6,0	5,8	6,0	6,0	6,2	6,0	5,3
500 employés ou plus	3,4	3,1	3,0	2,8	2,7	2,4	2,4	2,8	3,0	3,0	2,9	2,7	2,6	2,8	3,1	2,8	2,7
Selon les gains**																	
Moins de 20 000 $	10,5	10,8	10,0	9,3	8,9	8,4	7,9	8,8	9,4	9,8	9,9	9,4	9,3	9,0	8,8	8,3	7,6
20 000 $ - 50 000 $	5,3	4,3	4,3	4,4	4,1	4,1	4,3	5,4	5,6	5,1	4,5	4,1	4,4	4,5	4,7	4,7	4,4
50 000 $ ou plus	4,1	2,9	1,9	2,3	1,9	2,1	2,4	3,4	3,5	2,8	2,1	1,8	1,7	2,3	2,2	2,5	2,2

* Emplois donnant lieu à une rémunération d'au moins 500 $ en dollars constants de 1989.

** : Montant total des gains annuels (en dollars constants de 1999) en l'année précédant la mise à pied.

Source : Fichier de données longitudinales sur la main-d'oeuvre (échantillon de 10 % des travailleurs).

Tableau 2 (suite et fin) : Taux de mises à pied permanentes au Canada, selon diverses caractéristiques, 1983-1999 (%)

Année	83	84	85	86	87	88	89	90	91	92	93	94	95	96	97	98	99
Industrie : Hommes 15-64 ans																	
Industries primaires et de la construction	25,4	25,3	23,6	23,4	22,5	22,3	22,2	25,3	26,3	26,0	25,2	24,2	24,6	23,8	22,8	23,7	22,2
Fabrication	7,8	7,2	6,9	6,6	5,9	5,7	6,1	7,8	8,2	7,8	7,0	6,5	6,8	6,5	6,1	6,2	5,5
Services de distribution	5,7	5,6	5,5	5,4	5,3	4,6	4,4	5,9	6,3	6,3	6,1	5,6	5,4	5,4	5,4	5,5	5,0
Services aux entreprises	8,1	7,3	7,4	7,0	6,1	6,0	5,6	7,0	7,8	7,8	7,0	6,8	7,1	6,7	6,7	6,5	6,2
Services à la consommation	9,2	8,9	7,8	7,2	6,3	5,8	5,0	5,9	7,1	7,0	6,9	6,4	6,5	6,5	6,2	6,1	5,5
Services publics	3,0	3,2	3,0	2,6	2,8	2,4	2,3	2,4	2,6	2,7	3,0	2,8	2,6	2,6	3,3	2,6	2,7
Industrie : Femmes 15-64 ans																	
Industries primaires et de la construction	14,6	14,4	14,4	14,9	14,0	14,0	12,7	13,2	13,7	14,1	14,0	13,4	13,1	12,9	11,7	11,9	11,6
Fabrication	6,8	6,9	6,4	6,0	5,2	5,5	5,7	7,4	7,5	7,4	6,6	6,2	6,1	6,2	5,8	6,2	5,3
Services de distribution	5,0	5,1	4,7	4,6	5,0	3,9	3,8	4,9	5,5	5,8	5,0	4,5	4,7	4,3	4,9	4,7	4,2
Services aux entreprises	4,4	4,2	4,0	3,7	3,4	3,4	3,2	4,2	4,5	4,6	4,5	4,2	4,3	4,0	4,3	4,3	4,2
Services à la consommation	6,2	6,2	5,5	5,3	4,7	4,5	4,0	4,4	5,2	5,3	5,0	4,8	4,7	4,9	4,6	4,4	4,2
Services publics	2,1	2,4	2,3	1,9	2,1	2,0	1,8	2,0	2,1	2,1	2,4	2,2	2,0	2,3	3,3	2,3	2,1
Taille de l'entreprise - secteur privé : Hommes 15-64																	
1-19 employés	17,7	17,5	16,3	15,5	14,9	14,1	13,4	15,6	16,3	16,4	16,1	15,1	15,0	14,5	14,1	14,0	12,8
20-99 employés	13,1	12,7	11,9	11,6	10,5	10,4	10,2	12,3	12,8	12,5	11,4	10,9	11,6	10,8	10,2	10,6	9,5
100-499 employés	10,9	10,1	9,2	8,9	8,4	8,7	9,1	10,7	11,5	10,1	8,8	8,3	8,7	8,4	8,5	8,4	7,6
500 employés ou plus	5,0	4,1	4,0	3,9	3,6	3,3	3,3	4,1	4,6	4,4	4,1	3,8	3,9	4,2	3,9	4,1	4,0
Taille de l'entreprise - secteur privé : Femmes 15-64																	
1-19 employés	9,9	10,1	9,4	8,9	8,4	8,4	7,5	8,4	8,9	9,2	8,7	8,4	8,3	8,2	7,9	7,7	7,3
20-99 employés	6,9	6,7	5,8	5,7	5,0	5,0	4,9	6,0	6,5	6,3	6,1	5,6	5,6	5,6	5,6	5,5	5,1
100-499 employés	5,4	5,2	4,3	4,3	3,9	3,7	3,9	4,6	5,3	5,2	4,7	4,2	4,4	4,4	4,3	4,5	3,8
500 employés ou plus	2,9	2,6	2,6	2,6	2,3	2,0	1,9	2,3	2,7	2,8	2,5	2,4	2,3	2,4	2,5	2,5	2,5
Gains de 50 000 $ ou plus																	
Hommes - Toutes les industries	4,5	3,2	2,1	2,6	2,1	2,4	2,7	4,0	4,1	3,3	2,5	2,1	2,1	2,7	2,6	3,0	2,7
Hommes - Secteur privé	6,1	4,4	2,9	3,4	2,8	3,2	3,6	5,2	5,5	4,5	3,4	2,8	2,7	3,5	3,2	3,8	3,3
Femmes - Toutes les industries	0,7	0,6	0,4	0,6	0,4	0,4	0,4	0,6	0,7	0,7	0,7	0,6	0,5	0,7	0,8	0,6	0,7
Femmes - Secteur privé	1,9	1,4	1,1	1,4	0,7	0,8	0,9	1,3	1,4	1,5	1,5	1,3	1,0	1,2	1,2	1,0	1,3

* Emplois donnant lieu à une rémunération d'au moins 500 $ en dollars constants de 1989.

** : Montant total des gains annuels (en dollars constants de 1999) en l'année précédant la mise à pied.

Nota : Secteur privé s'entend de toutes les industries sauf les services publics.

Source : Fichier de données longitudinales sur la main-d'oeuvre (échantillon de 10 % des travailleurs).

Tableau 3 : Cessations d'emploi associées à la catégorie K (motifs ne figurant pas sur les relevés d'emploi), Canada, 1983-1999 (%)*

Année	83	84	85	86	87	88	89	90	91	92	93	94	95	96	97	98	99
Tous les travailleurs	4,7	4,8	4,9	5,0	5,1	5,1	4,9	5,1	4,9	4,8	4,8	4,8	4,8	4,6	4,4	4,3	4,5
Hommes	4,6	4,7	4,7	4,8	5,0	5,0	4,9	5,0	4,9	4,7	4,6	4,7	4,7	4,6	4,4	4,3	4,5
Femmes	4,9	5,1	5,2	5,2	5,4	5,3	4,9	5,2	5,1	5,0	4,9	5,0	4,9	4,7	4,4	4,2	4,4
Hommes 15-24	6,9	7,3	7,3	7,5	7,6	7,5	7,4	7,7	7,6	7,4	7,2	7,3	7,2	7,0	6,8	6,7	7,1
Hommes 25-34	4,7	4,6	4,7	4,7	5,0	4,8	4,8	5,2	5,1	4,9	5,0	5,1	5,0	4,9	4,6	4,7	4,9
Hommes 35-44	3,3	3,4	3,3	3,3	3,4	3,5	3,6	3,8	3,7	3,7	3,6	3,7	3,8	3,6	3,4	3,4	3,6
Hommes 45-54	2,8	2,8	2,8	2,8	3,0	3,0	3,0	3,1	3,2	3,1	3,2	3,2	3,3	3,2	3,0	2,8	2,9
Hommes 55-64	2,7	2,8	2,8	2,7	2,9	3,6	3,3	3,1	3,5	3,1	3,4	3,4	3,7	3,7	3,5	2,9	2,9
Femmes 15-24	7,0	7,4	7,5	7,5	7,5	7,3	6,9	7,3	7,3	7,3	7,1	7,2	7,0	6,7	6,2	6,1	6,3
Femmes 25-34	4,7	4,8	5,0	5,0	5,2	5,1	4,8	5,4	5,2	5,3	5,2	5,2	5,3	5,0	4,6	4,5	4,7
Femmes 35-44	3,7	3,6	3,7	3,9	4,1	4,1	3,8	4,1	4,0	4,0	3,9	4,1	4,0	3,9	3,6	3,5	3,7
Femmes 45-54	3,1	3,2	3,3	3,3	3,7	3,5	3,3	3,7	3,7	3,6	3,7	3,8	3,7	3,5	3,5	3,1	3,2
Femmes 55-64	3,2	3,2	3,3	3,2	3,6	4,0	3,7	3,6	3,4	3,5	3,9	4,1	4,1	4,4	4,5	3,0	3,4

* Emplois donnant lieu à une rémunération d'au moins 500 $ en dollars constants de 1989.

Source : Fichier de données longitudinales sur la main-d'oeuvre (échantillon de 10 % des travailleurs).

Tableau 4 : Somme des mises à pied permanentes et des cessations d'emploi associées à la catégorie K, Canada, 1983-1999 (%)*

Année	83	84	85	86	87	88	89	90	91	92	93	94	95	96	97	98	99
Tous les travailleurs	12,4	12,3	11,9	11,7	11,5	11,2	10,8	11,9	12,1	11,9	11,6	11,3	11,3	11,0	10,8	10,5	10,2
Hommes	14,3	14,1	13,6	13,4	13,1	12,9	12,6	14,0	14,4	13,9	13,5	13,1	13,2	12,8	12,5	12,4	12,0
Femmes	9,9	10,1	9,8	9,6	9,6	9,4	8,7	9,5	9,7	9,7	9,5	9,3	9,1	9,0	9,0	8,4	8,3
Hommes 15-24	18,8	18,8	17,8	17,4	16,8	16,2	15,6	17,4	17,9	17,3	16,7	16,3	16,4	16,0	15,3	15,2	14,7
Hommes 25-34	15,3	14,5	14,0	14,0	13,7	13,1	12,9	15,2	15,6	15,3	14,8	14,3	14,2	13,8	13,3	13,2	12,8
Hommes 35-44	11,7	11,4	10,9	10,8	10,8	10,6	10,6	12,0	12,5	12,3	11,9	11,6	11,8	11,4	11,3	11,3	10,9
Hommes 45-54	10,5	10,4	10,2	10,0	9,8	9,6	9,7	10,7	11,1	10,8	10,7	10,4	10,7	10,5	10,4	10,3	9,9
Hommes 55-64	9,8	10,0	10,0	9,6	9,8	10,6	10,7	11,1	12,0	11,4	11,5	11,5	12,1	11,9	11,9	11,3	11,0
Femmes 15-24	13,3	14,0	13,3	13,0	12,4	12,0	11,2	12,0	12,4	12,7	12,3	12,2	12,1	12,0	11,3	10,8	10,6
Femmes 25-34	9,7	9,7	9,6	9,6	9,6	9,3	8,7	10,1	10,2	10,4	10,1	10,0	9,9	9,7	9,6	9,1	8,9
Femmes 35-44	7,6	7,6	7,5	7,5	7,6	7,5	7,0	8,0	8,2	8,2	8,0	7,9	7,8	7,7	7,9	7,4	7,4
Femmes 45-54	7,0	6,9	6,9	6,8	7,0	6,8	6,5	7,4	7,6	7,4	7,4	7,1	6,9	6,8	7,2	6,5	6,5
Femmes 55-64	7,1	7,1	6,9	6,7	7,1	7,6	7,2	7,7	7,7	8,1	8,4	8,2	7,9	8,2	8,8	6,9	6,9

* Emplois donnant lieu à une rémunération d'au moins 500 $ en dollars constants de 1989.

Source : Fichier de données longitudinales sur la main-d'oeuvre (échantillon de 10 % des travailleurs).

Tableau 5 : Modèles logit de mises à pied permanentes

	Taux de mises à pied permanentes en 1989	Variation du risque de mises à pied 1989-1999**			
		Modèle			
		#1		#2	
	%	Points de pourcentage			
Hommes 15-24	8,3	-1,0		-0,5	
Hommes 25-34	8,1	-0,3		0,0	*
Hommes 35-44	7,1	0,3		0,0	*
Hommes 45-54	6,7	0,2	*	0,4	
Hommes 55-64	7,4	0,6		0,4	
Femmes 15-24	4,3	-0,1		0,0	*
Femmes 25-34	4,0	0,3		0,3	
Femmes 35-44	3,2	0,5		0,5	
Femmes 45-54	3,1	0,1	*	0,5	
Femmes 55-64	3,5	0,0	*	0,2	*

* : Le coefficient pour l'année 1999 n'est pas significatif statistiquement au niveau de 5 % (test bilatéral).

** La question se lit comme suit : « Quelle est la variation de la probabilité de mises à pied permanentes des travailleurs entre 1989 et 1999? »

Nota : Pour chaque groupe d'âge-sexe, les effets marginaux pour l'année 1999 sont évalués selon une probabilité égale au taux moyen de mises à pied permanentes en 1989. Le modèle 1 inclut des variables de contrôle pour l'âge, l'âge au carré, la province et un vecteur des effets de l'année. Le modèle 2 inclut des variables de contrôle additionnelles pour l'industrie (six catégories) et la taille de l'entreprise (quatre catégories).

Source : Calculs de l'auteur à partir du Fichier de données longitudinales sur la main-d'oeuvre (échantillon de 10 % des travailleurs).

Tableau 6 : Modèles logit de mises à pied permanentes et de cessations d'emploi associées à la catégorie K

	Mises à pied permanentes et cessations d'emploi K en 1989	Variation du risque de cessation d'emploi 1989-1999**			
		Modèle			
		#1		#2	
	%	Points de pourcentage			
Hommes 15-24	15,6	-1,3		-0,9	
Hommes 25-34	12,9	-0,1	*	0,1	*
Hommes 35-44	10,6	0,4		-0,2	*
Hommes 45-54	9,7	0,1	*	0,1	*
Hommes 55-64	10,7	0,2	*	-0,1	*
Femmes 15-24	11,2	-0,7		-0,5	
Femmes 25-34	8,7	0,2		0,3	*
Femmes 35-44	7,0	0,5		0,4	
Femmes 45-54	6,5	0,0	*	0,5	
Femmes 55-64	7,2	-0,3		0,0	*

* : Le coefficient pour l'année 1999 n'est pas significatif statistiquement au niveau de 5 % (test bilatéral).
** La question se lit comme suit : « Quelle est la variation de la probabilité de mises à pied permanentes ou de cessations d'emploi des travailleurs entre 1989 et 1999? »

Nota : Pour chaque groupe d'âge-sexe, les effets marginaux pour l'année 1999 sont évalués selon une probabilité égale au taux moyen de démissions permanentes en 1989. Le modèle 1 inclut des variables de contrôle pour l'âge, l'âge au carré, la province et un vecteur des effets de l'année. Le modèle 2 inclut des variables de contrôle additionnelles pour l'industrie (six catégories) et la taille de l'entreprise (quatre catégories).

Source : Calculs de l'auteur à partir du Fichier de données longitudinales sur la main-d'oeuvre (échantillon de 10 % des travailleurs).

Tableau 7 : Modèles logit de mises à pied permanentes selon l'industrie, la taille de l'entreprise et les gains

	Hommes		Femmes	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Taux de mises à pied permanentes en 1989	Variation du risque de mise à pied 1989-1999**	Variation du risque de mise à pied 1989-1999**	Variation du risque de mise à pied 1989-1999**
	%	Points de pourcentage	%	Points de pourcentage
Industrie				
Industries primaires et de la construction	22,2	-0,4	12,7	-1,0*
Fabrication	6,1	-0,3	5,7	-0,3
Services de distribution	4,4	0,9	3,8	0,5
Services aux entreprises	5,6	0,7	3,2	1,1
Services à la consommation	5,0	0,3	4,0	0,1
Services publics	2,3	0,8	1,8	0,7
Taille de l'entreprise - secteur privé				
1-19 employés	13,4	-1,2	7,5	-0,4
20-99 employés	10,2	-1,1	4,9	0,1*
100-499 employés	9,1	-1,7	3,9	-0,1*
500 employés ou plus	3,3	0,7	1,9	0,6
Travailleurs fortement rémunérés***				
Toutes les industries	2,7	0,1*	0,4	0,3
Secteur privé	3,6	0,1*	0,9	0,7

* : Le coefficient pour l'année 1999 n'est pas significatif statistiquement au niveau 5 % (test bilatéral).

** La question se lit comme suit : « Quelle est la variation de la probabilité de mises à pied permanentes des travailleurs entre 1989 et 1999? »

*** : Travailleurs dont le montant total des gains annuels était d'au moins 50 000 $ (en dollars constants de 1999) en l'année précédant la mise à pied.

Nota :

1. Les modèles logit propres à l'industrie et à la taille de l'entreprise incluent les variables explicatives suivantes : âge, âge au carré, province et effets de l'année. Ces modèles sont appliqués séparément pour les hommes et les femmes.

2. Les modèles logit pour les employés fortement rémunérés comprennent les variables explicatives suivantes : âge, âge au carré, industrie, taille de l'entreprise, province et un vecteur des effets de l'année. Ces modèles sont appliqués séparément pour les hommes et les femmes.

3. Secteur privé s'entend de toutes les industries sauf les services publics.

Tableau 8 : Taux d'embauche (%) selon la province, 1984-1999

Année	T.-N.	Î.P.-É.	N.-É.	N.-B	QC	ONT.	MAN.	SASK.	ALB.	C.-B.
1984	32,9	31,0	26,6	25,0	22,8	21,6	20,0	20,9	24,8	21,8
1985	35,8	30,3	25,3	26,6	23,6	23,7	21,4	23,1	29,8	24,6
1986	33,7	30,7	24,8	25,5	23,4	23,6	22,0	22,0	24,6	27,2
1987	35,2	30,8	25,2	28,0	24,5	25,3	21,8	20,8	27,0	26,5
1988	35,5	29,9	26,9	28,5	24,8	24,9	20,5	22,4	28,9	28,3
1989	32,6	28,2	25,3	28,0	24,7	23,4	20,7	22,0	27,7	29,7
1990	31,3	26,9	22,4	25,6	20,2	18,0	19,1	21,2	26,9	26,6
1991	30,0	24,4	18,8	21,8	17,8	14,1	15,3	19,0	21,7	23,2
1992	28,3	22,2	19,9	22,4	17,8	13,5	16,4	17,5	20,0	22,7
1993	30,1	22,0	19,6	22,7	17,9	14,5	16,0	17,7	23,0	22,1
1994	27,9	24,1	19,9	23,1	19,8	17,6	18,7	20,7	24,3	23,1
1995	25,0	27,7	20,6	23,4	18,9	16,8	17,9	19,4	22,8	21,1
1996	24,1	24,0	19,8	22,2	18,4	15,8	18,7	19,6	24,2	21,1
1997	28,8	27,7	24,0	23,8	22,3	21,1	22,0	23,8	31,5	23,8
1998	26,8	25,3	21,4	24,4	22,7	19,9	20,6	19,2	25,6	19,6
1999	25,2	25,5	22,6	26,2	23,2	21,0	19,7	19,7	24,6	20,4
1985-1989	34,6	30,0	25,5	27,3	24,2	24,2	21,3	22,1	27,6	27,3
1995-1999	26,0	26,1	21,7	24,0	21,1	18,9	19,8	20,4	25,7	21,2
Var. en %	-24,9	-13,1	-15,0	-12,1	-12,7	-21,8	-7,1	-7,7	-6,7	-22,2

* Emplois donnant lieu à une rémunération d'au moins 500 $ en dollars constants de 1989.
Source : Fichier de données longitudinales sur la main-d'oeuvre (échantillon de 10 % des travailleurs).

Tableau 9 : Taux d'embauche (%) selon l'industrie et la taille de l'entreprise, 1984-1999

Industrie	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Industries primaires et de la construction	Industries de la fabrication	Services de distribution	Services aux entreprises	Services à la consommation	Services publics
Année						
1984	35,5	21,7	17,5	23,1	30,6	12,1
1985	38,0	22,3	19,3	25,8	32,0	14,3
1986	36,7	22,8	18,2	25,9	31,7	13,4
1987	0,0	24,8	22,1	26,5	31,5	12,4
1988	100,0	24,7	21,3	26,2	32,1	14,6
1989	36,9	23,1	22,1	24,5	31,0	14,2
1990	32,6	17,7	18,1	20,4	28,3	12,7
1991	29,3	14,8	14,9	16,4	23,0	11,4
1992	28,6	16,6	15,1	15,9	22,3	9,7
1993	30,9	17,4	15,0	17,6	23,8	8,9
1994	32,9	20,0	17,6	21,6	26,4	8,8
1995	30,9	19,5	17,7	20,1	24,0	9,0
1996	31,0	17,5	16,7	21,3	23,3	9,1
1997	35,0	21,6	20,9	25,3	28,6	13,6
1998	31,0	21,1	19,2	24,9	26,5	11,6
1999	32,2	21,5	19,8	24,2	27,0	11,1
1985-1989	42,3	23,5	20,6	25,8	31,7	13,8
1995-1999	32,0	20,3	18,8	23,2	25,9	10,9
Variation en %	-24,4	-13,9	-8,5	-10,2	-18,3	-20,9

Entreprises du secteur privé

Taille de l'entreprise	1-19 employés	20-99 employés	100-499 employés	500+ employés
Année				
1984	31,6	32,2	28,0	16,3
1985	34,7	32,7	29,3	17,9
1986	33,1	33,2	29,7	17,5
1987	33,4	34,1	30,7	21,0
1988	33,0	33,8	31,3	20,9
1989	32,3	32,7	29,8	20,3
1990	28,6	26,6	24,8	16,4
1991	25,3	22,3	20,3	12,6
1992	24,6	24,4	19,3	12,3
1993	26,4	23,8	23,3	12,8
1994	26,6	26,6	28,5	17,0
1995	24,6	24,9	24,9	17,4
1996	23,6	28,3	20,9	15,9
1997	29,0	30,6	27,3	20,4
1998	25,0	28,2	27,8	20,1
1999	26,0	28,7	27,1	20,4
1985-1989	33,3	33,3	30,2	19,5
1995-1999	25,6	28,1	25,6	18,8
Variation en %	-23,0	-15,6	-15,2	-3,6

* Emplois donnant lieu à une rémunération d'au moins 500 $ en dollars constants de 1989.

Source : Fichier de données longitudinales sur la main-d'oeuvre (échantillon de 10 % des travailleurs).

Tableau 10 : Taux d'embauche (%) selon l'âge et le sexe, 1984-1999 - travailleurs de 25 à 54 ans

	Hommes			Femmes		
	25-34	35-44	45-54	25-34	35-44	45-54
Année						
84	24,7	19,7	14,4	22,7	19,2	14,3
85	26,1	20,2	15,6	24,3	20,7	15,6
86	25,6	19,1	15,1	24,7	20,3	16,9
87	27,1	20,4	16,9	25,0	21,0	18,4
88	24,9	17,6	13,8	23,4	18,8	13,4
89	26,0	20,3	17,8	24,8	21,8	20,2
90	23,6	21,1	18,8	22,8	20,7	22,1
91	19,0	16,1	16,0	17,0	14,2	15,8
92	19,2	16,2	16,8	15,6	13,4	15,7
93	20,3	17,1	16,4	16,0	13,1	14,5
94	22,2	18,6	17,4	18,0	14,4	14,9
95	20,8	18,1	16,7	17,6	14,2	14,4
96	20,6	18,1	16,4	16,9	13,9	13,5
97	23,5	20,4	18,7	21,4	17,7	16,8
98	21,8	19,0	17,4	19,9	16,7	15,9
99	22,4	18,7	17,6	19,8	16,4	16,3
1985-1989	26,0	19,5	15,9	24,4	20,5	16,9
1995-1999	21,8	18,9	17,4	19,1	15,8	15,4
Variation en %	-15,9	-3,3	9,5	-21,7	-23,0	-9,0

* Emplois donnant lieu à une rémunération d'au moins 500 $ en dollars constants de 1989.
Source : Fichier de données longitudinales sur la main-d'oeuvre (échantillon de 10 % des travailleurs).

Tableau 11 : Taux de démissions permanentes (%) au Canada, selon diverses caractéristiques, 1983-1999*

Année	83	84	85	86	87	88	89	90	91	92	93	94	95	96	97	98	99
Tous les travailleurs	5,4	6,1	7,0	7,5	8,7	9,4	9,2	7,9	5,8	5,0	4,8	5,5	5,4	5,3	6,2	6,9	7,3
Hommes	4,8	5,5	6,5	7,1	8,3	9,0	8,9	7,4	5,4	4,7	4,6	5,5	5,3	5,3	6,3	6,8	7,2
Femmes	6,3	6,9	7,8	8,3	9,3	10,0	9,6	8,5	6,4	5,5	5,1	5,6	5,5	5,3	6,2	6,9	7,4
Hommes 15-24	7,5	8,8	10,4	11,6	13,3	14,2	13,9	12,3	9,3	8,2	8,1	9,5	9,1	9,0	10,4	11,4	12,3
Hommes 25-34	5,4	6,3	7,4	7,9	9,4	9,8	9,8	8,5	6,4	5,7	5,7	6,9	6,7	7,0	8,2	8,9	9,3
Hommes 35-44	3,5	3,9	4,5	4,8	5,6	5,9	5,9	5,1	3,7	3,2	3,3	3,9	3,9	4,0	4,8	5,2	5,5
Hommes 45-54	2,3	2,4	2,9	3,0	3,7	3,8	3,8	3,2	2,4	2,1	2,0	2,3	2,4	2,4	2,8	3,0	3,3
Hommes 55-64	1,4	1,6	1,8	2,1	2,4	2,7	2,7	2,3	1,6	1,4	1,3	1,5	1,6	1,7	2,1	2,1	2,2
Femmes 15-24	9,1	10,4	11,8	12,7	14,2	14,9	14,6	13,7	10,9	9,6	9,3	10,0	10,2	9,5	10,6	12,0	12,8
Femmes 25-34	6,6	7,1	8,2	8,6	9,9	10,0	9,8	9,2	7,1	6,1	5,8	6,4	6,5	6,5	7,7	8,5	9,0
Femmes 35-44	4,5	4,8	5,3	5,6	6,5	7,0	6,6	6,0	4,5	3,9	3,5	3,9	3,8	3,8	4,5	5,0	5,5
Femmes 45-54	3,2	3,5	4,0	4,1	4,8	4,9	4,7	4,4	3,3	2,8	2,5	2,6	2,5	2,5	3,0	3,3	3,5
Femmes 55-64	2,7	2,8	3,1	3,2	3,6	3,8	3,7	3,2	2,6	2,3	1,9	1,9	1,8	1,9	2,2	2,4	2,4
Selon la province																	
Terre-Neuve	2,8	2,7	2,9	3,1	3,9	4,4	4,4	3,8	2,7	2,4	2,0	2,2	2,2	2,3	2,6	2,9	3,3
Île-du-Prince-Édouard	3,1	3,2	3,3	3,4	3,8	4,4	4,4	3,9	2,9	2,4	2,2	2,2	2,6	2,8	3,4	3,3	4,5
Nouvelle-Écosse	3,9	4,4	4,9	4,9	5,8	6,5	6,3	5,6	4,0	3,5	3,3	3,4	3,6	3,7	3,9	4,9	5,7
Nouveau-Brunswick	3,5	3,5	4,0	4,5	5,2	5,9	5,6	5,2	4,0	3,5	3,1	3,2	3,6	3,5	4,1	5,0	5,7
Québec	4,1	5,1	5,7	5,9	7,5	8,2	7,7	6,5	4,9	4,4	4,0	4,8	4,7	4,5	5,3	6,2	6,8
Ontario	5,6	6,8	7,9	8,8	10,2	10,8	10,4	8,1	5,6	4,6	4,4	5,2	5,2	5,0	5,8	6,6	7,3
Manitoba	5,7	6,2	7,0	7,9	8,1	8,5	8,1	7,5	5,7	5,3	4,9	5,6	5,9	5,9	7,0	7,8	7,8
Saskatchewan	6,9	6,8	7,6	7,1	7,9	8,3	8,1	7,7	6,3	5,3	5,1	6,2	6,1	6,7	7,7	7,6	7,2
Alberta	8,2	8,4	10,0	9,7	10,4	11,6	11,4	11,2	8,9	7,3	7,5	8,5	8,0	8,5	10,5	10,5	10,2
Colombie-Britannique	5,4	5,2	5,9	6,8	7,5	8,4	9,2	9,1	7,3	6,6	6,3	6,5	6,3	6,1	6,4	6,6	6,7
Selon l'industrie																	
Industries primaires et de la construction	5,0	5,1	6,1	6,5	7,7	8,2	7,9	6,3	4,2	3,5	3,5	4,2	3,9	4,0	5,2	5,1	5,4
Fabrication	4,9	5,9	7,0	7,9	9,5	10,5	10,0	7,7	5,1	4,4	4,2	5,3	5,2	4,8	5,9	6,6	7,3
Services de distribution	4,2	5,1	5,9	6,5	7,5	8,5	8,4	7,0	5,0	4,3	4,3	5,0	5,0	5,2	6,4	7,1	7,4
Services aux entreprises	6,8	7,5	8,4	8,7	9,8	10,4	10,1	8,7	6,6	5,8	5,4	6,0	5,8	6,0	6,8	7,2	7,6
Services à la consommation	8,7	9,7	10,9	11,9	13,2	14,0	13,9	12,6	10,1	8,9	8,5	9,4	9,3	9,0	10,0	11,2	11,8
Services publics	2,5	2,7	3,1	2,8	3,5	3,6	3,5	3,3	2,4	2,0	1,8	1,8	1,8	1,9	2,2	2,3	2,4
Selon la taille de l'entreprise																	
1-19 employés	6,0	6,7	7,5	7,9	8,8	9,2	8,7	7,7	5,8	5,1	4,8	5,5	5,4	5,3	5,9	6,4	6,7
20-99 employés	7,7	8,8	10,0	10,7	12,2	13,1	12,8	11,0	8,3	7,3	7,0	7,9	7,8	7,5	8,7	9,5	10,1
100-499 employés	6,6	7,5	9,0	9,6	11,1	11,9	11,7	10,1	7,4	6,4	6,0	6,8	6,7	6,5	7,7	8,5	9,1
500 employés ou plus	3,7	4,2	4,9	5,3	6,3	6,9	6,9	5,8	4,3	3,6	3,4	3,9	3,9	3,9	4,8	5,3	5,6
Selon les gains**																	
Moins de 20 000 $	7,3	8,3	9,5	10,3	11,6	12,4	12,0	10,7	8,3	7,3	6,9	7,8	7,6	7,4	8,4	9,2	9,9
20 000 $ - 50 000 $	3,9	4,3	5,0	5,3	6,3	7,0	7,0	5,8	4,0	3,3	3,1	3,6	3,6	3,7	4,5	4,9	5,2
50 000 $ ou plus	2,2	2,2	2,4	2,6	3,0	3,4	3,5	3,0	2,2	1,7	1,7	1,9	2,0	2,3	2,7	2,9	3,0

* : Emplois donnant lieu à une rémunération d'au moins 500 $ en dollars constants de 1989.

** : Montant total des gains annuels (en dollars constants de 1999) en l'année précédant la mise à pied.

Source : Fichier de données longitudinales sur la main-d'oeuvre (échantillon de 10 % des travailleurs).

Tableau 12 : Modèles logit de démissions permanentes

	Taux de démissions permanentes en 1990	Variation du risque de démission 1989-1999**	
		Modèle	
		#1	#2
	%	points de pourcentage	
Hommes 15-24	13,9	-1,9	-2,5
Hommes 25-34	9,8	-0,4	-0,9
Hommes 35-44	5,9	-0,5	-0,9
Hommes 45-54	3,8	-0,5	-0,7
Hommes 55-64	2,7	-0,6	-0,7
Femmes 15-24	14,6	-2,2	-2,9
Femmes 25-34	9,8	-0,7	-1,0
Femmes 35-44	6,6	-1,1	-1,4
Femmes 45-54	4,7	-1,2	-1,0
Femmes 55-64	3,7	-1,3	-1,2

** La question se lit comme suit : « Quelle est la variation de la probabilité de démissions permanentes des travailleurs entre 1989 et 1999? »

Nota : Pour chaque groupe d'âge-sexe, les effets marginaux pour l'année 1999 sont évalués selon une probabilité égale au taux moyen de démissions permanentes en 1989. Le modèle 1 inclut des variables de contrôle pour l'âge, l'âge au carré, la province et un vecteur des effets de l'année. Le modèle 2 inclut des variables de contrôle additionnelles pour l'industrie (six catégories) et la taille de l'entreprise (quatre catégories). Pour tous les groupes d'âge-sexe, le coefficient pour l'année 1999 est significatif statistiquement au niveau de 0,01 % (test bilatéral).

Source : Calculs de l'auteur à partir du Fichier de données longitudinales sur la main-d'oeuvre (échantillon de 10 % des travailleurs).

Tableau 13 : Nombre moyen de mois d'ancienneté, Canada, 1989 et 1999

	Tous les employés		Employés qui ne sont pas des étudiants à temps plein	
	1989	**1999**	**1989**	**1999**
Hommes 15-24	17,4	17,5	19,6	18,8
Hommes 25-34	53,0	49,4	53,3	49,8
Hommes 35-44	113,7	102,8	113,8	103,0
Hommes 45-54	169,3	168,4	169,5	168,4
Hommes 55-64	188,2	175,3	188,2	175,3
Femmes 15-24	16,1	16,0	18,3	17,6
Femmes 25-34	49,2	48,2	49,6	48,7
Femmes 35-44	84,1	93,8	84,2	94,1
Femmes 45-54	107,8	135,6	108,0	135,6
Femmes 55-64	143,1	149,0	143,1	149,0

Source : Enquête sur la population active (fichiers de septembre)

Table 14 : Contribution des démissions à la hausse de la stabilité de l'emploi, 1989-1999

	(1)	(2)	(3)
	Mises à pied	**Démissions**	**Autres cessations**
	P1	**P2**	**P3**
a) Taux de cessations permanentes (%) en 1989 :	5,9	9,2	7,2
b) Durée complète moyenne des emplois en 1989, basée sur a) : = 47,6 mois*			
c) Probabilité d'une cessation permanente (%) en 1999**: (compte tenu de : âge, sexe, province, industrie, taille des entreprises et un ensemble complet de termes d'interaction avec la variable sexe)	6,1	7,8	6,4
d) Durée complète moyenne des emplois en 1999, basée sur c) : = 52,9 mois*			
e) Durée complète moyenne des emplois basée sur le vecteur suivant de taux de cessations permanentes : = 51,2 mois*	5,9	7,8	7,2

* Supposant une fonction de survie exponentielle, la durée complète moyenne des emplois égale [1 / - ln (R)]*12, où R = 1-P1-P2-P3.

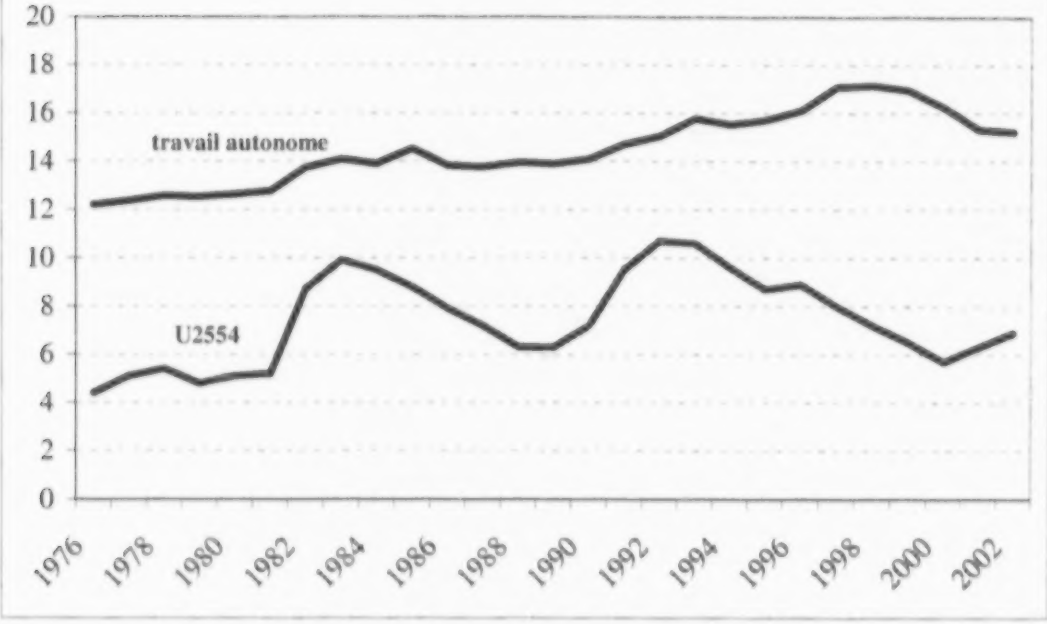
** Les effects marginaux pour l'année 1999 pour les mises à pied (démissions, autres cessations) sont évalués autour d'une probabilité égale aux taux moyen de mises à pied permanentes (taux de démissions permanentes, taux des autres cessations permanentes) de 1989. Voir l'équation (1) du texte principal.

Tableau 15 : Taux de mises à pied temporaires, selon l'âge et le sexe, 1989 et 1999

	1989	1999
	%	
Tous les employés	7,3	7,8
Hommes 15-24	7,9	7,2
Hommes 25-34	9,7	9,2
Hommes 35-44	8,6	9,6
Hommes 45-54	9,1	9,7
Hommes 55-64	9,8	11,9
Femmes 15-24	3,7	4,0
Femmes 25-34	6,0	5,9
Femmes 35-44	6,8	7,4
Femmes 45-54	7,6	7,9
Femmes 55-64	7,4	8,8

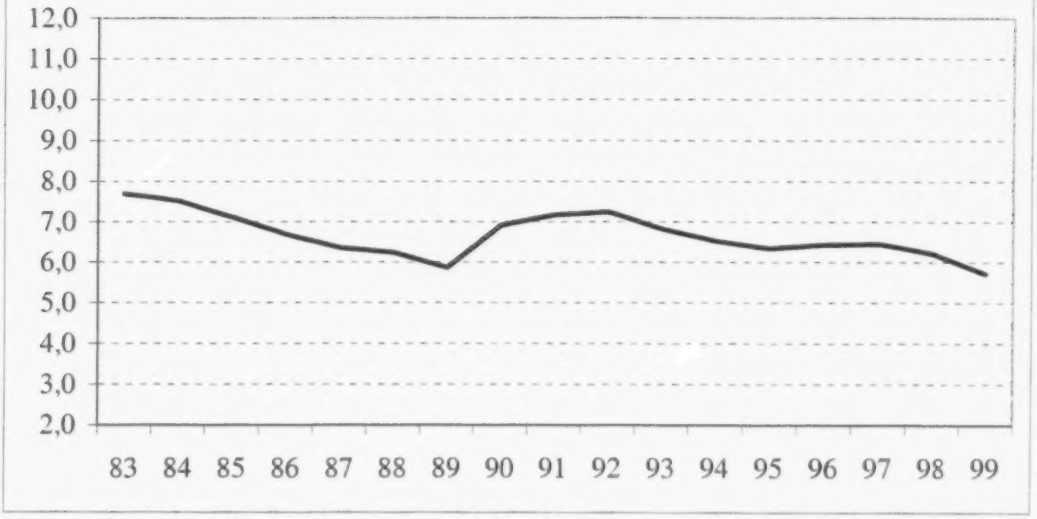
* Emplois donnant lieu à une rémunération d'au moins 500 $ en dollars constants de 1989.
Source : Fichier de données longitudinales sur la main-d'oeuvre (échantillon de 10 % des travailleurs).

Figure 1 : Incidence du travail autonome (%) et taux de chômage des hommes âgés de 25 à 54 ans (U2554), Canada, 1976-2002.



Source : Enquête sur la population active

Figure 2 : Taux de mises à pied permanentes (%),Canada, 1983-1999 : Emplois payant au moins $500 (dollars constants de 1989)



Source : Fichier de données longitudinales sur la main-d'oeuvre (version 1%).

Figure 3 : Taux de mises à pied permanentes (%), Canada, 1983-1999 : divers seuils de gains T4

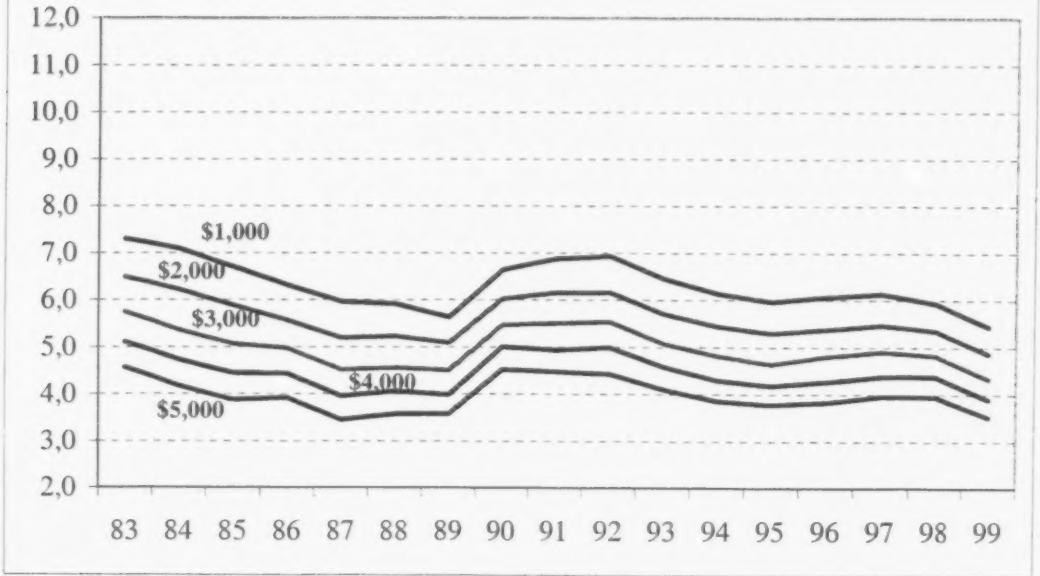
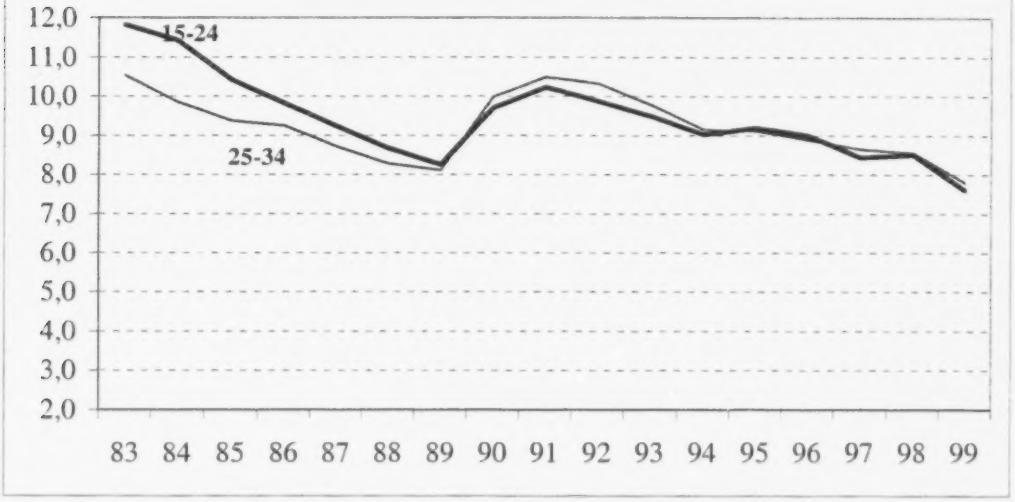


Figure 4.1 : Taux de mises à pied permanentes (%), Canada, hommes 15-24 et 25-34, 1983-1999.



Source : Fichier de données longitudinales sur la main-d'oeuvre (version 10%).

Figure 4.2 : Taux de mises à pied permanentes (%), Canada, hommes 35-44 et 45-54, 1983-1999.

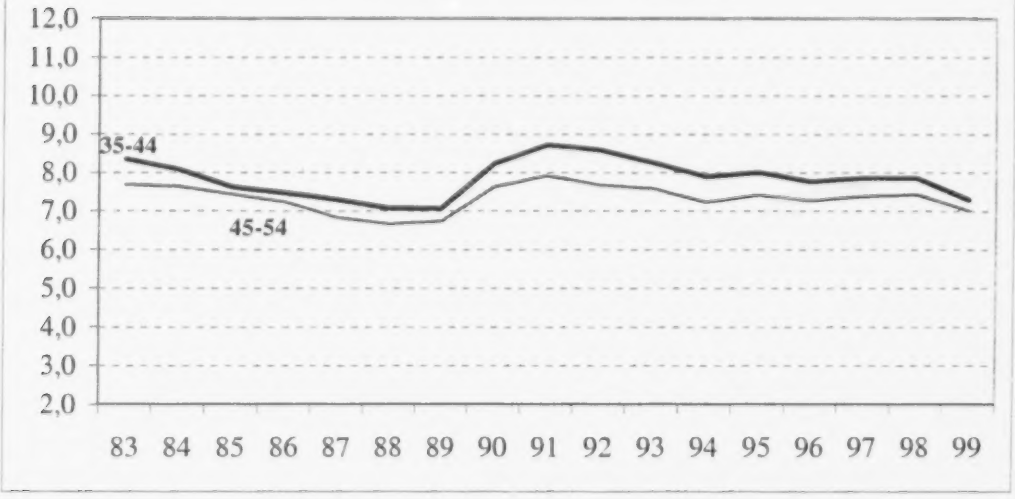
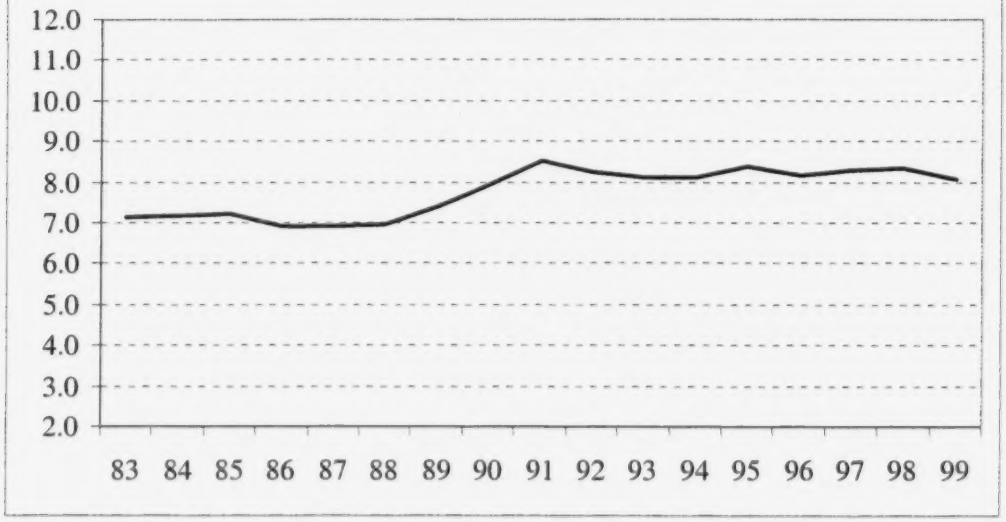


Figure 4.3 : Taux de mises à pied permanentes (%), Canada, hommes 55-64, 1983-1999.



Source : Fichier de données longitudinales sur la main-d'oeuvre (version 10%).

Figure 4.4 : Taux de mises à pied permanentes (%), Canada, femmes 15-24 et 25-34, 1983-1999.

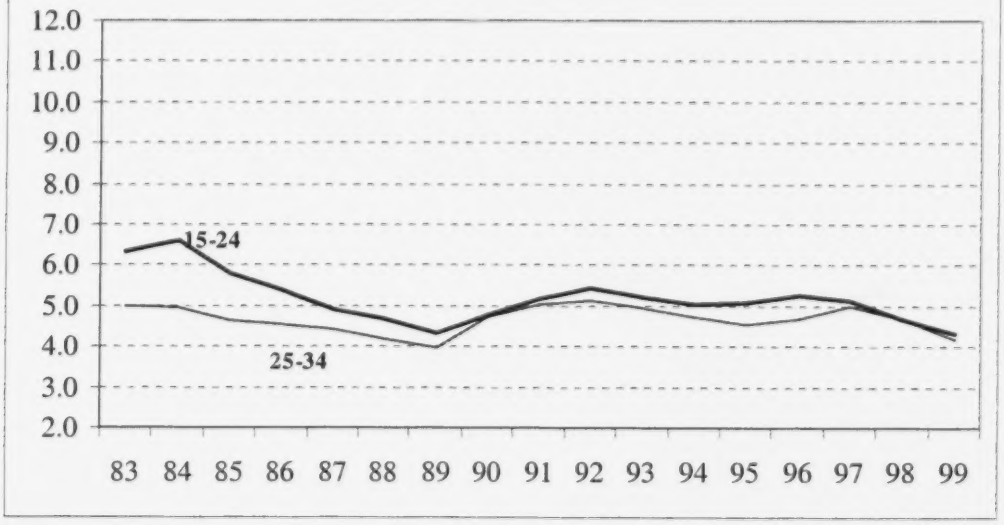
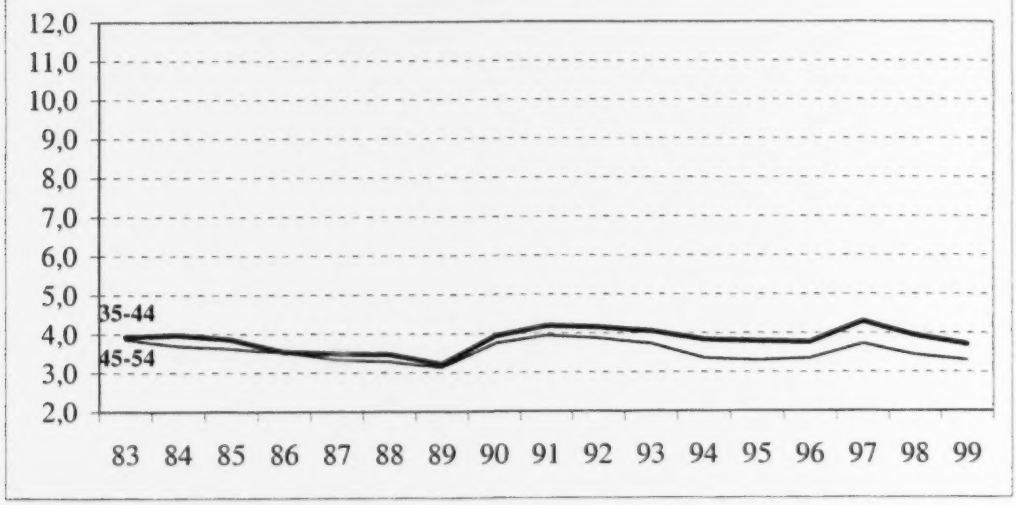


Figure 4.5 : Taux de mises à pied permanentes (%), Canada, femmes 35-44 et 45-54, 1983-1999.



Source : Fichier de données longitudinales sur la main-d'oeuvre (version 10%).

Figure 4.6 : Taux de mises à pied permanentes (%), Canada, femmes âgées de 55-64, 1983-1999.

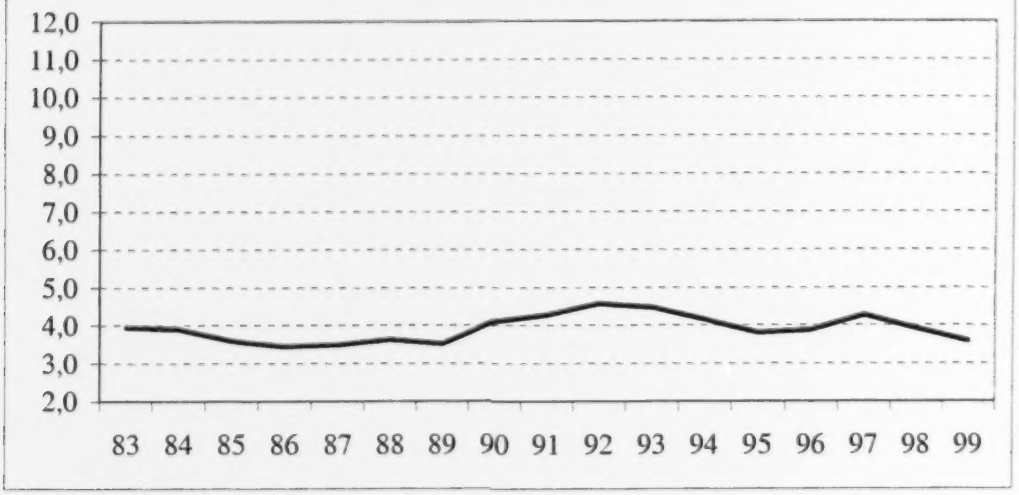
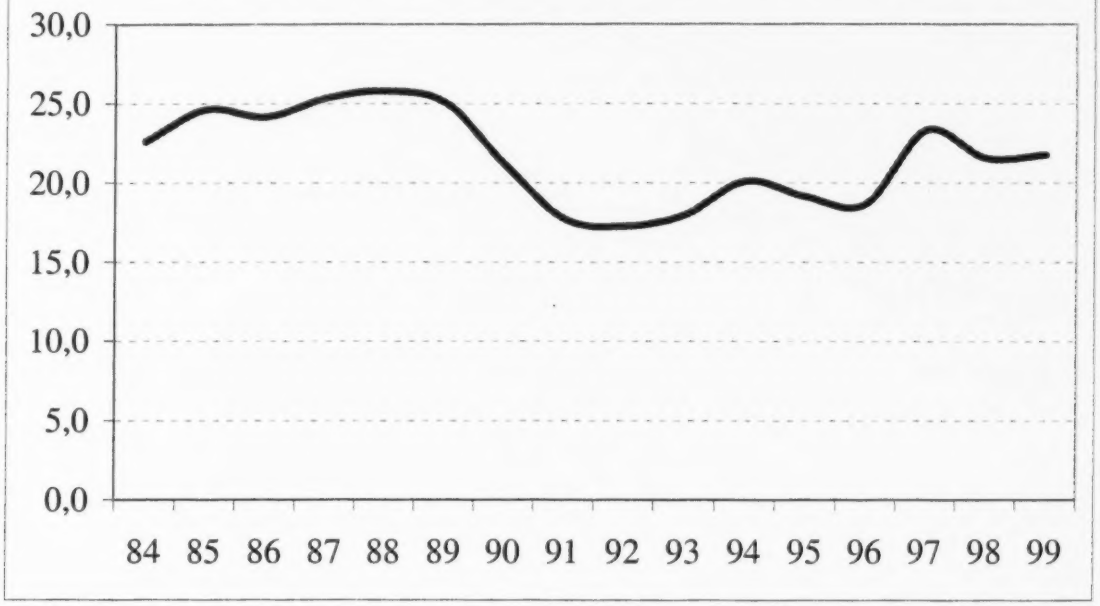


Figure 5.1 : Taux d'embauche (%), Canada, 1984-1999



Source : Fichier de données longitudinales sur la main-d'oeuvre (version 10%).

Figure 5.2 : Taux d'embauche (%), Canada, 1984-1999: Firmes de moins de 100 employés

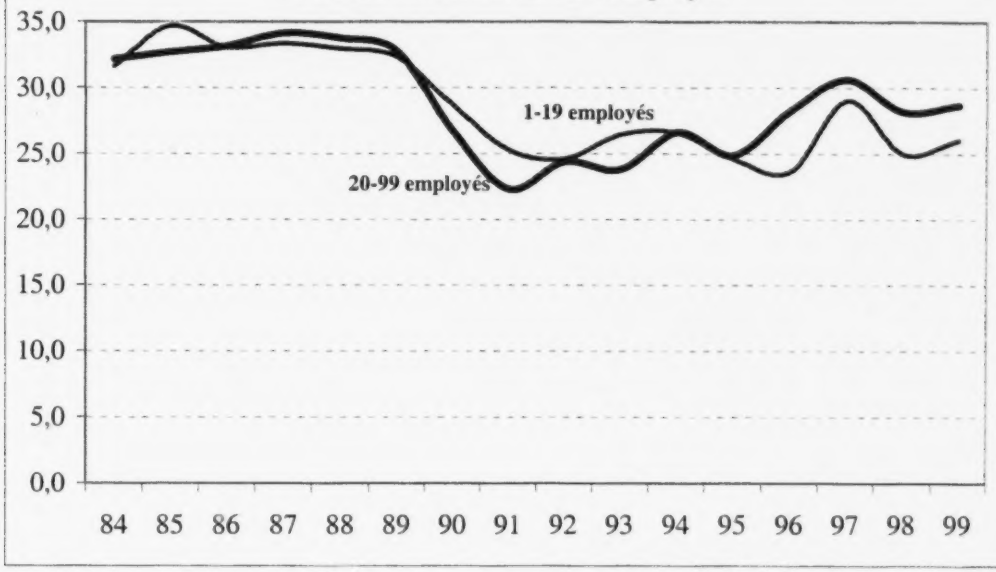
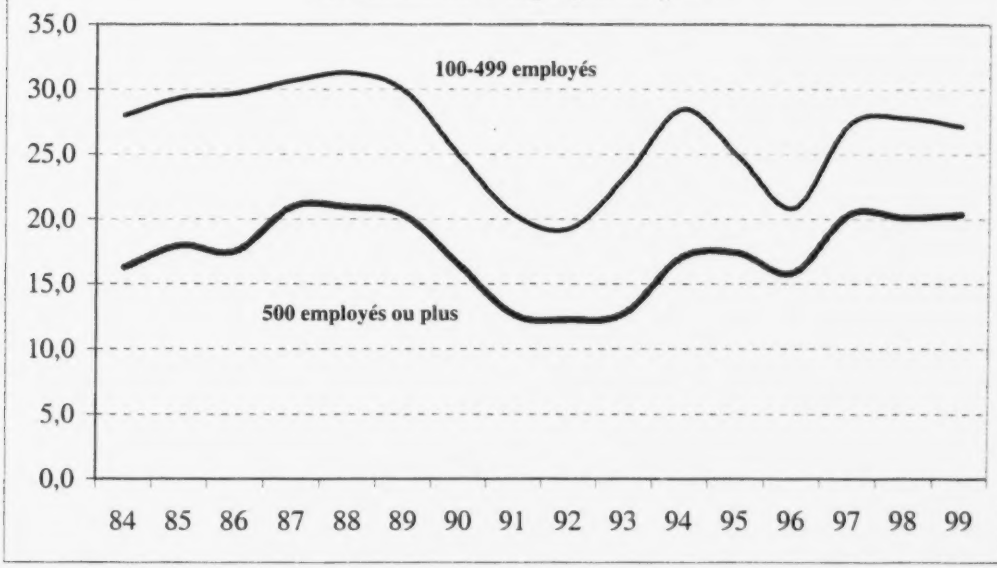


Figure 5.3 : Taux d'embauche (%), Canada, 1984-1999 : Firmes de 100 employés ou plus



Source : Fichier de données longitudinales sur la main-d'oeuvre (version 10%).

Figure 5.4 : Taux d'embauche (%), Canada, 1984-1999 : Hommes 25-34 vs Hommes 45-54

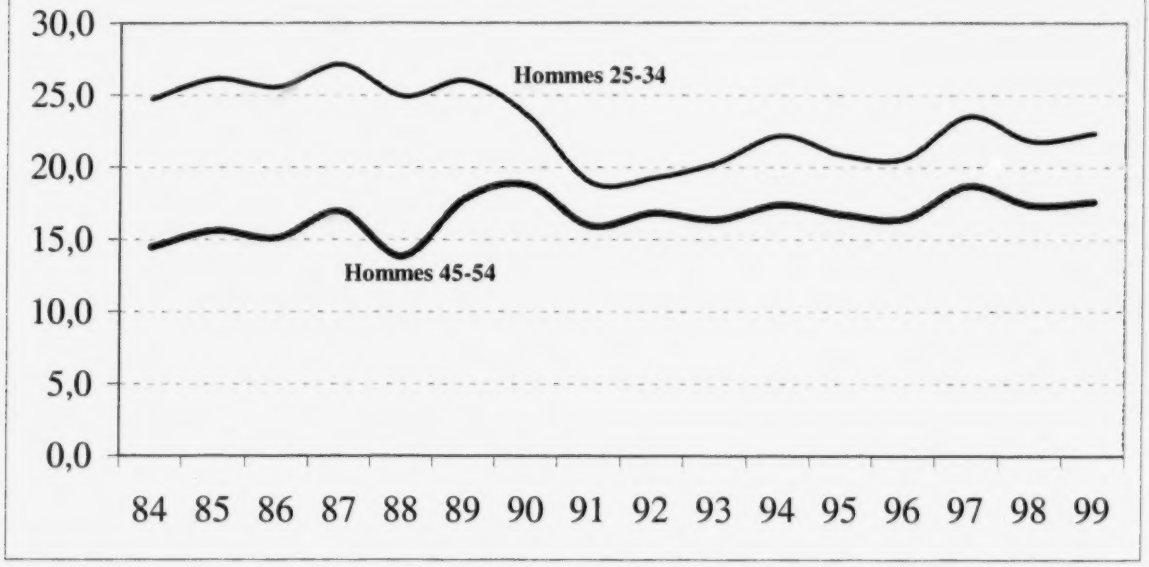
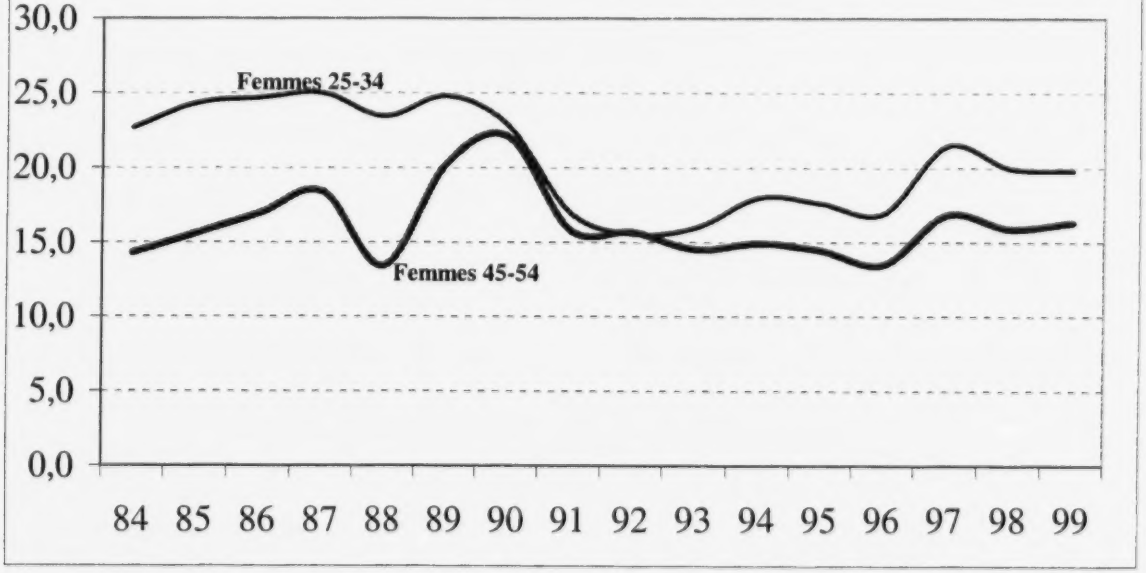


Figure 5.5 : Taux d'embauche (%), Canada, 1984-1999 : Femmes 25-34 vs Femmes 45-54



Source : Fichier de données longitudinales sur la main-d'oeuvre (version 10%).

Figure 6 : Taux de démissions permanentes (%), Canada, 1983-1999.

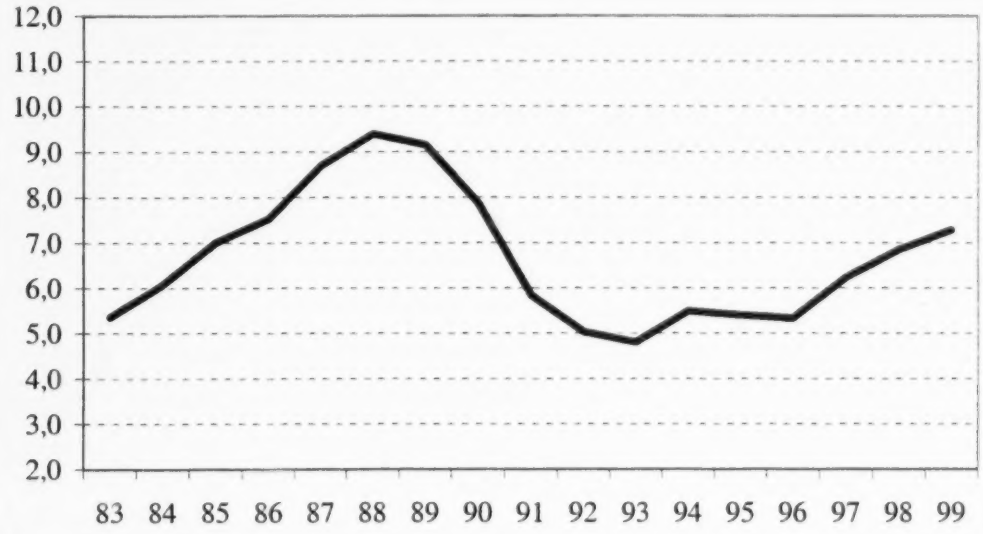
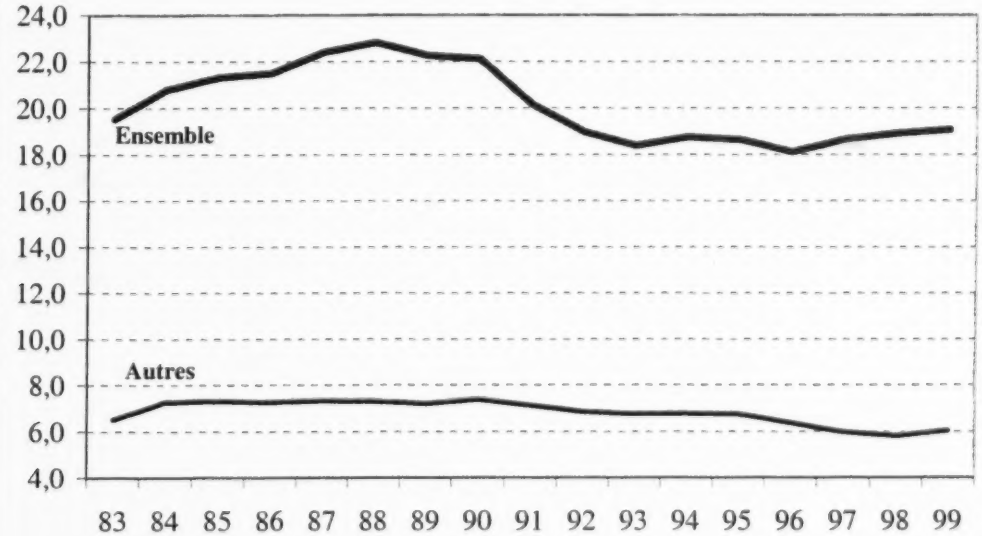
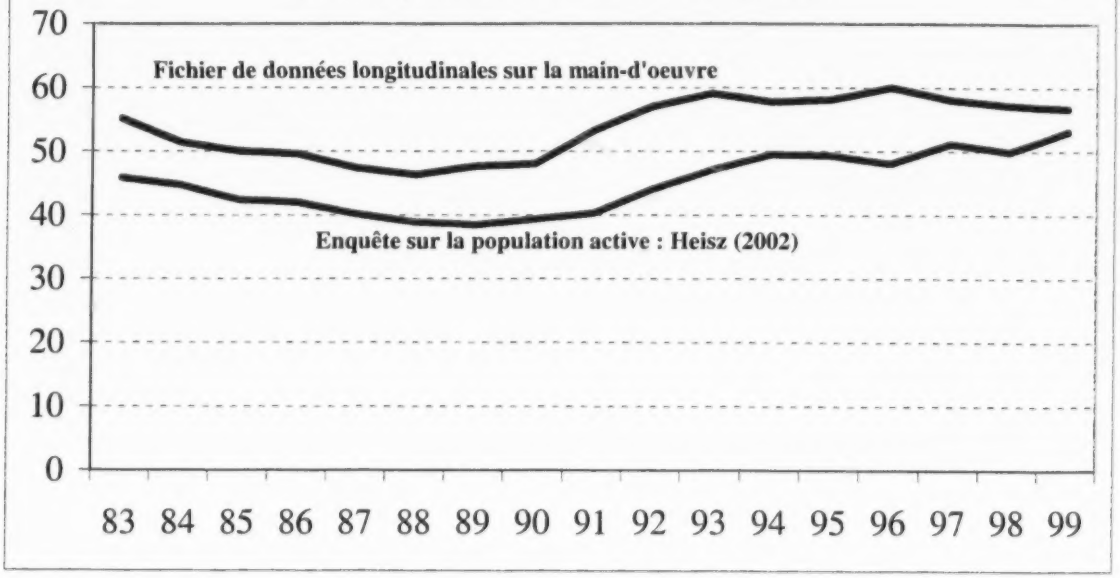


Figure 7 : Autres cessations d'emploi permanentes et ensemble des cessations permanentes (%), Canada, 1983-1999.



Source : Fichier de données longitudinales sur la main-d'oeuvre (version 10%).

Figure 8 : Durée complète moyenne des emplois (mois), Canada, 1983-1999 : diverses sources.



Source : Fichier de données longitudinales sur la main-d'oeuvre et Enquête sur la population active.

Annexe 1 : Données

Les fichiers T4 servent à calculer le nombre d'emplois occupés une année donnée, tandis que le fichier des relevés d'emploi sert à calculer le nombre de cessations d'emploi. On obtient les taux de cessations d'emploi en fusionnant les enregistrements des relevés d'emploi et les enregistrements T4 et en divisant ensuite le nombre de cessations d'emploi par le nombre d'emplois occupés une année donnée. Par conséquent, pour construire une série chronologique cohérente des taux de mises à pied permanentes, il importe que l'ensemble des emplois associés à un relevé supplémentaire T4 émis par les employeurs et l'ensemble des emplois pour lesquels les employeurs sont tenus d'émettre un relevé d'emploi soient assez constants au fil des ans.

Comme nous le montrerons plus loin, l'ensemble des emplois pour lesquels les employeurs sont tenus d'émettre un relevé T4 a légèrement changé au cours de la période 1983-1999. Par ailleurs, les modifications apportées au régime d'assurance-emploi (assurance-chômage) ont transformé l'ensemble des emplois pour lesquels les employeurs doivent émettre un relevé d'emploi.

I. Formules T4 supplémentaires

Les employeurs sont tenus de remplir une formule T4 pour toutes les personnes touchant une rémunération au cours de l'année dans les cas suivants :

a) l'impôt sur le revenu, les cotisations aux régimes de retraite du Canada ou du Québec ou au régime d'assurance-chômage doivent être déduits de la paie de l'employé
ou
b) le salaire annuel de l'employé dépasse un seuil défini.

Entre 1983 et 1988, ce seuil s'établissait à 250 $. En 1989, il est passé à 500 $ et est resté constant pendant la période 1989-1999. L'impôt sur le revenu doit être déduit lorsque le **revenu** annuel de l'employé (c.-à-d. le salaire annuel plus les intérêts, les dividendes, etc.) excède le montant de l'exemption personnelle. Dans la plupart des cas, le salaire annuel doit être supérieur aux seuils de 250 $ ou de 500 $. Les cotisations au Régime de pensions du Canada (RPC) doivent être déduites lorsque le salaire annuel de l'employé excède le montant de l'exemption de base de l'année (EBA). L'EBA représente environ 10 % du salaire annuel moyen dans l'industrie et est donc supérieure aux seuils de 250 $ ou de 500 $. Les cotisations au régime d'assurance-chômage doivent être déduites de la paie de l'employé lorsque l'employé occupe un emploi assurable.

Étant donné que les seuils relatifs à l'impôt sur le revenu (c.-à-d. l'exemption personnelle) ou aux cotisations au RPC (c.-à-d. l'EBA) sont supérieurs à 250 $ ou à 500 $, la condition b) devrait couvrir la plupart des emplois. Cependant, dans les cas où les employés touchent une rémunération supérieure au seuil de l'assurance-chômage (assurance-emploi) sur une base hebdomadaire (ou travaillent plus d'heures par semaine que le minimum requis) et touchent néanmoins une rémunération inférieure à 250 $ ou 500 $ par année, la condition b) ne couvrira pas ces emplois. Nous estimons que ces cas sont fort peu fréquents.

Par conséquent, le seuil du salaire annuel en fonction duquel les employeurs sont tenus d'émettre un relevé T4 supplémentaire n'est pas resté inchangé *en dollars constants* durant la période 1983-1999.

II. Modification à l'a.-c./a.-e. et aux relevés d'emploi

Légalement, les employeurs doivent émettre un relevé d'emploi à tous les employés occupant un emploi assurable et ayant subi un arrêt de rémunération. Entre 1981 et 1986, les emplois exercés pendant au moins 15 heures par semaine *et* donnant lieu à une rémunération d'au moins 20 % du maximum de la rémunération hebdomadaire assurable constituaient des emplois assurables aux fins du régime d'assurance-chômage.

Entre 1987 et 1996, de nouvelles règles ont légèrement modifié l'ensemble des emplois constituant les emplois assurables : ces derniers étaient alors définis comme les emplois exercés pendant au moins 15 heures par semaine *ou* donnant lieu à une rémunération d'au moins 20 % du maximum de la rémunération hebdomadaire assurable.

Au cours des deux périodes, l'emploi assurable renvoyait à un poste particulier, c'est-à-dire qu'un employé occupant deux emplois qui séparément ne remplissaient pas ces conditions mais qui ensemble dépassaient nettement le seuil des gains n'était pas admissible aux prestations du régime. Si cet employé avait quitté ses deux emplois, son employeur n'aurait pas été tenu d'émettre un relevé d'emploi.

L'exigence du seuil minimum des heures de travail et des gains hebdomadaires a été abolie le 1er janvier 1997, date à partir de laquelle toutes les heures de travail devenaient assurables[22]. Les employeurs doivent donc désormais émettre un relevé d'emploi même dans le cas d'emplois peu rémunérés ou associés à un faible nombre d'heures de travail qui, antérieurement, n'auraient pas rempli les conditions du seuil minimum des heures de travail ou des gains hebdomadaires.

Friesen et Maki (2000) de même que Sweetman (2000) soutiennent que les modifications mises en oeuvre en 1997 ont transformé la répartition des heures de travail hebdomadaires. Plus précisément, ces chercheurs ont démontré que la proportion des emplois associés à moins de 15 heures de travail par semaine a diminué à la suite de la transition du régime d'assurance-chômage au régime d'assurance-emploi.

III. Constitution d'une série chronologique des taux de mises à pied permanentes

Idéalement, nous aurions voulu construire une série chronologique des taux de mises à pied permanentes pour la période 1983-1999 qui se limiterait aux emplois ayant un dénominateur commun. Un ensemble cohérent d'emplois devrait remplir chacune des trois conditions suivantes : a) emplois associés à au moins 15 heures de travail par semaine, b) rémunération équivalant à au moins 20 % de la valeur maximum – en dollars constants et pour toute la période – des gains hebdomadaires assurables *et* c) un salaire annuel supérieur au seuil défini mesuré en

[22] Le maximum de la rémunération hebdomadaire assurable a diminué, passant de 815 $ en 1996 à 750 $ en 1997. Ce maximum est resté inchangé depuis.

dollars constants. Cette stratégie n'a pu être adoptée, le FDLMO ne renfermant de renseignements ni sur les heures de travail hebdomadaires ni sur les gains hebdomadaires.

Notre stratégie empirique est la suivante. Nous calculons les taux de mises à pied permanentes en fonction d'un ensemble d'emplois donnant lieu à **des salaires annuels d'au moins 500 $ en dollars constants de 1989**. Pour assurer la robustesse de nos résultats, nous calculons également les taux de mises à pied permanentes visant des emplois associés à des salaires annuels d'au moins : a) 1 000 $, b) 2 000 $, c) 3 000 $, d) 4 000 $ et e) 5 000 $ en dollars constants de 1989. Comme l'illustre la figure 3, les taux de mises à pied permanentes suivent, globalement, les mêmes tendances (ou absences de tendance) peu importe le seuil utilisé.

IV. Prise en compte des appariements infructueux entre les relevés d'emploi et les dossiers T4/PALE

Étant donné que les employeurs sont tenus d'émettre un relevé T4 pour les employés occupant un emploi assurable et étant donné que les employeurs doivent émettre un relevé d'emploi pour tous les employés occupant un emploi assurable qui quittent l'entreprise, on devrait, en principe, pouvoir apparier tous les relevés d'emploi aux enregistrements T4 et au PALE au moyen du numéro d'assurance sociale du travailleur *et* de l'identificateur de l'entreprise. Le tableau A1-1 (fondé sur l'échantillon du FDLMO formé de 1 % des travailleurs) montre que ce n'est pas le cas. Entre 1983 et 1999, la proportion d'appariements fructueux entre les relevés d'emploi associés à des mises à pied et les enregistrements T4/PALE variait de 91 % à 97 %[23]. Les taux d'appariement pour 1989 et 1999 (deux années caractérisées par des taux de chômage similaires) sont très semblables.

Pour tenir compte des appariements infructueux, nous majorons le nombre de relevés d'emploi appariés à des enregistrements T4/PALE en fonction d'un facteur équivalant à la valeur inverse du pourcentage d'appariements fructueux. Pour simplifier, si le fichier des relevés d'emploi indique 100 mises à pied au cours d'une année donnée et si 95 % de ces mises à pied sont appariées à des enregistrements T4/PALE, nous multiplions le nombre d'appariements fructueux, soit 95, par un facteur équivalant à 1/0,95. Cette méthode nous permet de fonder nos calculs sur le nombre correct de cessations d'emploi, soit 100 mises à pied dans cet exemple. Cette procédure est appliquée à chaque combinaison d'année-province-motif de cessation d'emploi (les motifs étant subdivisés en trois catégories : a) les mises à pied, b) les démissions et c) les autres cessations d'emploi), ce qui permet de tenir compte de la variation des taux d'appariement au fil des ans, selon la province et selon le type de cessation d'emploi.

Le tableau A1-2 (fondé sur l'échantillon du FDLMO formé de 1 % des travailleurs) présente les taux d'appariement observés en 1989 et en 1999 pour diverses provinces et divers types de cessation d'emploi. Pour les deux années, on a réussi à apparier au moins 93 % des mises à pied aux enregistrements T4/PALE dans toutes les provinces exception faite de Terre-Neuve, de l'Île-du-Prince-Édouard et de la Nouvelle-Écosse. En 1989, les taux d'appariement pour les autres cessations d'emploi étaient généralement inférieurs à ceux des mises à pied ou des démissions dans les provinces de l'Atlantique. À titre d'exemple, seulement 45 % des autres cessations d'emploi ont pu être appariées aux enregistrements T4/PALE à Terre-Neuve cette année-là, soit

[23] Les appariements infructueux sont attribuables à la déclaration de NAS ou d'identificateurs d'entreprise non valides sur les relevés d'emploi.

un pourcentage deux fois moins élevé que celui observé dans le cas des démissions et des mises à pied dans cette province.

Tableau A1-1 : Taux d'appariement entre les relevés d'emploi, les mises à pied et les enregistrements T4, Canada, 1983-1999

Année		Année	
1983	0,911	1991	0,963
1984	0,943	1992	0,965
1985	0,946	1993	0,968
1986	0,945	1994	0,968
1987	0,938	1995	0,966
1988	0,950	1996	0,946
1989	0,955	1997	0,933
1990	0,957	1998	0,925
		1999	0,943

Source : Totalisations spéciales de la Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail.

Tableau A1-2 : Taux d'appariement entre les relevés d'emploi et les enregistrements T4 en 1989 et en 1999 selon la province et le motif de cessation d'emploi

Province	Type de cessation d'emploi	1989	1999
Terre-Neuve	mise à pied	0,938	0,804
	démission	0,917	0,954
	autre	0,450	0,938
Île-du-Prince-Édouard	mise à pied	0,969	0,867
	démission	0,947	0,944
	autre	0,688	0,920
Nouvelle-Écosse	mise à pied	0,964	0,901
	démission	0,941	0,955
	autre	0,719	0,932
Nouveau-Brunswick	mise à pied	0,976	0,935
	démission	0,961	0,946
	autre	0,850	0,949
Québec	mise à pied	0,949	0,961
	démission	0,932	0,952
	autre	0,933	0,955
Ontario	mise à pied	0,959	0,959
	démission	0,940	0,950
	autre	0,951	0,951
Manitoba	mise à pied	0,958	0,937
	démission	0,944	0,957
	autre	0,919	0,954
Saskatchewan	mise à pied	0,963	0,958
	démission	0,950	0,955
	autre	0,946	0,952
Alberta	mise à pied	0,961	0,959
	démission	0,949	0,951
	autre	0,945	0,957
Colombie-Britannique	mise à pied	0,951	0,939
	démission	0,939	0,945
	autre	0,859	0,945
Terr. du Nord-Ouest	mise à pied	0,916	0,765
	démission	0,939	0,861
	autre	0,924	0,810
Yukon	mise à pied	0,936	0,948
	démission	0,932	0,923
	autre	0,931	0,942

Source : Totalisations spéciales de la Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail.

Une fois que nous imposons une restriction sur le salaire annuel associé à un emploi (p. ex., l'exigence que tous les emplois donnent lieu à une rémunération d'au moins 500 $ en dollars constants de 1989), nous devons nous demander si les relevés d'emploi non appariés appartiennent : a) uniquement à l'ensemble des emplois exclus (emplois associés à une rémunération inférieure à 500 $), b) uniquement à l'ensemble des emplois inclus (emplois associés à une rémunération d'au moins 500 $) ou c) aux deux ensembles d'emplois.

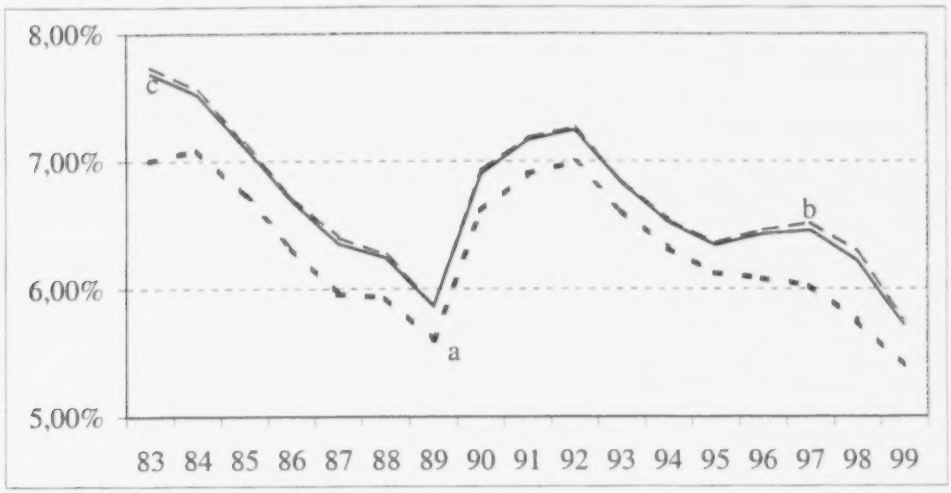
Dans le premier scénario, il n'est pas nécessaire de majorer le nombre de relevés d'emploi appariés à l'aide d'un facteur de correction puisqu'on considère que ces relevés d'emploi représentent tout l'univers pertinent. Dans les deux autres scénarios, il convient d'utiliser un facteur de correction pour tenir compte des appariements infructueux.

Il est permis de croire que le scénario c), selon lequel certains relevés d'emploi appartiennent à l'ensemble des emplois exclus tandis que d'autres appartiennent à l'ensemble des emplois inclus, est le plus plausible. En fait, il semble raisonnable de supposer que les relevés d'emploi non appariés appartiennent aux univers des emplois inclus et exclus dans les mêmes proportions que les relevés d'emploi appariés. Ainsi, si le nombre de relevés d'emploi appariés diminue de 10 % lorsque nous imposons une restriction sur le salaire annuel, nous pourrions présumer que le nombre de relevés d'emploi non appariés qui sont pertinents aux fins de la procédure de correction sera inférieur de 10 % (lorsque nous imposons une restriction sur le salaire annuel) au nombre de relevés d'emploi non appariés en l'absence de restriction.

Le graphique A1-1 (fondé sur l'échantillon du FDLMO formé de 1 % des travailleurs) présente les taux de mises à pied permanentes qui résultent des trois scénarios mentionnés ci-dessus. Bien qu'ils diffèrent quelque peu pour ce qui est du niveau (le scénario a) produisant les valeurs les plus faibles), les taux de mises à pied permanentes suivent essentiellement les mêmes tendances dans les trois cas. Par conséquent, tous les chiffres dont fait état la présente étude seront fondés sur le scénario c), c.-à-d. sur l'hypothèse que les relevés d'emploi non appariés appartiennent aux univers des emplois inclus et exclus dans les mêmes proportions que les relevés d'emploi appariés[24].

[24] Cela signifie qu'on utilise les facteurs de correction calculés *avant l'imposition de restrictions sur le salaire annuel.*

GRAPHIQUE A1- 1 : Taux de mises à pied permanentes selon divers scénarios*



*** Emplois associés à des salaires annuels d'au moins 500 $ en dollars constants de 1989.**

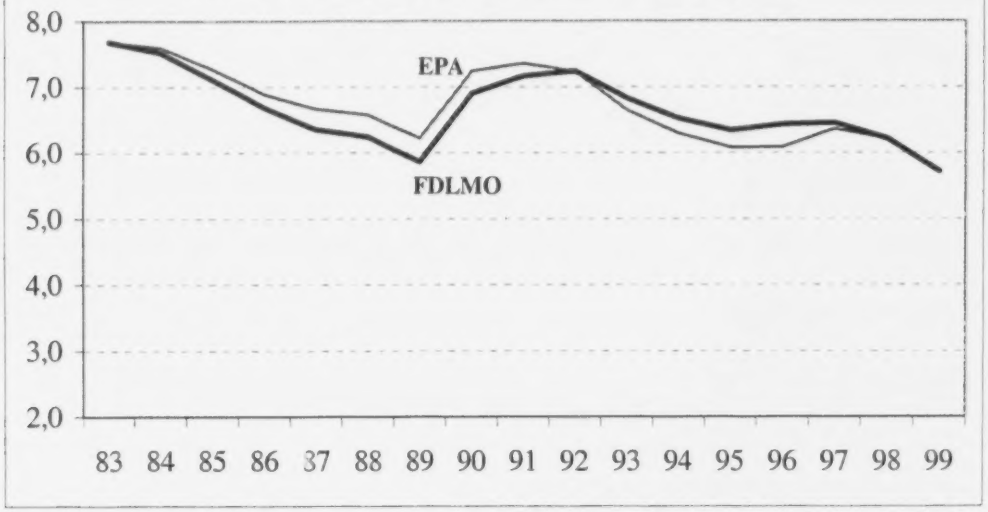
V. Utilisation de l'emploi pondéré selon les heures aux fins du calcul des taux de mises à pied permanentes

Idéalement, on devrait calculer les taux de mises à pied permanentes à l'aide d'un dénominateur qui reflète toutes les heures travaillées une année donnée. En effet, la question qui sous-tend le calcul des taux de mises à pied permanentes est la suivante : pour chaque heure de travail fournie par les travailleurs canadiens, combien de cessations d'emploi (mises à pied) se sont produites?

Le graphique A1-2 (fondé sur l'échantillon du FDLMO formé de 1 % des travailleurs) montre que les taux de mises à pied permanentes suivent essentiellement les mêmes tendances, que l'on utilise le dénominateur du nombre d'emplois-personnes observé une année donnée (tiré du FDLMO) ou une mesure de l'emploi pondérée selon les heures (tirée de l'Enquête sur la population active et adoptée par la Section de la productivité de Statistique Canada)[25]. En fait, le recours à une mesure de l'emploi pondérée selon les heures renforce encore nos conclusions quant à l'absence d'une tendance à la hausse des taux de mises à pied permanentes entre 1989 et 1999. Par conséquent, les taux de mises à pied permanentes présentés dans le cadre de notre étude seront fondés sur le dénominateur du nombre d'emplois-personnes observé une année donnée (à partir des chiffres du FDLMO).

[25] La mesure de l'emploi pondérée selon les heures a été réétalonnée de manière à produire, pour 1983, un taux de mises à pied permanentes identique à celui obtenu au moyen des données du FDLMO.

Graphique A1-2 : Taux de mises à pied permanentes* fondés sur le nombre d'emplois-personnes (FDLMO) ou sur une mesure de l'emploi pondérée selon les heures (EPA)



* Emplois associés à des salaires annuels d'au moins 500 $ en dollars constants de 1989.

Annexe 2 : Mises à pied permanentes - Modèle logit 1

Variables	Hommes âgés de 15 à 24 ans		Hommes âgés de 25 à 34 ans		Hommes âgés de 35 à 44 ans		Hommes âgés de 45 à 54 ans		Hommes âgés de 55 à 64 ans	
	Estimations paramètre	Erreur-type	Estimations paramètre	Erreur-type	Estimations paramètre	Erreur-type	Estimations paramètre	Erreur-type	Estimations paramètre	Erreur-type
Coord. à l'origine	-16,870	0,162	-1,462	0,199	-1,971	0,429	-2,217	0,877	1,586	1,777
Âge										
âge	13,067	0,158	-0,674	0,136	-0,359	0,219	-0,290	0,356	-1,692	0,601
âge2	-2,989	0,038	0,076	0,023	0,028	0,028	0,028	0,036	0,160	0,051
Province										
T.-N.	1,502	0,011	1,247	0,010	1,238	0,011	1,256	0,014	1,353	0,020
Î.-P.-É.	1,200	0,020	1,064	0,020	1,017	0,024	0,903	0,032	0,789	0,044
N.-É.	0,772	0,010	0,642	0,009	0,599	0,011	0,512	0,015	0,457	0,021
N.-B.	1,060	0,010	0,988	0,009	1,027	0,010	0,940	0,013	0,818	0,020
QC	0,557	0,005	0,454	0,005	0,457	0,005	0,443	0,007	0,444	0,009
Man.	0,247	0,011	0,081	0,011	0,019	0,013	-0,107	0,018	-0,094	0,023
Sask.	0,561	0,010	0,375	0,010	0,305	0,013	0,276	0,017	0,202	0,024
Alb.	0,492	0,006	0,498	0,006	0,520	0,007	0,531	0,009	0,455	0,013
C.-B.	0,576	0,006	0,598	0,005	0,596	0,006	0,532	0,008	0,503	0,011
Autres	0,069	0,021	0,058	0,017	0,236	0,020	0,320	0,027	0,463	0,041
Effets de l'année										
a83	0,336	0,010	0,268	0,010	0,176	0,013	0,146	0,017	-0,045	0,021
a84	0,306	0,010	0,198	0,010	0,142	0,013	0,140	0,017	-0,038	0,021
a85	0,214	0,010	0,146	0,010	0,079	0,013	0,111	0,017	-0,026	0,021
a86	0,161	0,010	0,137	0,010	0,058	0,013	0,079	0,017	-0,077	0,021
a87	0,106	0,010	0,077	0,010	0,034	0,013	0,016	0,017	-0,072	0,021
a88	0,061	0,010	0,020	0,010	-0,001	0,013	-0,010	0,017	-0,065	0,022
a90	0,160	0,010	0,229	0,009	0,162	0,012	0,128	0,016	0,072	0,021
a91	0,194	0,011	0,284	0,009	0,222	0,012	0,165	0,016	0,146	0,021
a92	0,139	0,011	0,264	0,010	0,204	0,012	0,130	0,016	0,104	0,021
a93	0,086	0,011	0,203	0,010	0,159	0,012	0,113	0,016	0,084	0,021
a94	0,032	0,011	0,130	0,010	0,112	0,012	0,062	0,016	0,084	0,021
a95	0,054	0,011	0,126	0,010	0,129	0,012	0,089	0,016	0,125	0,021
a96	0,023	0,011	0,099	0,010	0,099	0,012	0,068	0,015	0,094	0,021
a97	-0,036	0,011	0,070	0,010	0,116	0,012	0,086	0,015	0,116	0,021
a98	-0,021	0,011	0,060	0,010	0,118	0,012	0,092	0,015	0,120	0,021
a99	-0,143	0,011	-0,043	0,010	0,042	0,012	0,029	0,015	0,086	0,021
Taille de l'échantillon	3 359 779		4 323 671		3 439 514		2 201 001		1 117 870	

Source : Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre (échantillon de 10 % des travailleurs).

Annexe 2 : Mises à pied permanentes - Modèle logit 1

	Femmes âgées de 15 à 24 ans		Femmes âgées de 25 à 34 ans		Femmes âgées de 35 à 44 ans		Femmes âgées de 45 à 54 ans		Femmes âgées de 55 à 64 ans	
Variables	Estimations paramètre	Erreur-type	Estimations paramètre	Erreur-type	Estimations paramètre	Erreur-type	Estimations paramètre	Erreur-type	Estimations paramètre	Erreur-type
Coord. à l'origine	-14,064	0,224	-1,958	0,303	-1,979	0,654	-1,406	1,376	-2,902	3,104
Âge										
âge	9,867	0,219	-0,838	0,208	-0,687	0,334	-0,978	0,560	-0,529	1,052
âge2	-2,279	0,053	0,101	0,035	0,062	0,042	0,103	0,057	0,068	0,089
Province										
T.-N.	1,691	0,013	1,407	0,013	1,393	0,016	1,512	0,021	1,734	0,034
Î.-P.-É.	1,378	0,025	1,245	0,026	1,165	0,031	1,168	0,040	1,240	0,062
N.-É.	0,822	0,014	0,595	0,014	0,559	0,017	0,513	0,023	0,570	0,036
N.-B.	1,044	0,014	0,958	0,014	0,952	0,016	0,844	0,022	0,982	0,034
QC	0,764	0,007	0,617	0,007	0,543	0,008	0,548	0,011	0,671	0,016
Man.	0,126	0,016	-0,014	0,017	-0,087	0,020	-0,137	0,026	-0,165	0,039
Sask.	0,194	0,017	-0,056	0,019	-0,115	0,022	-0,175	0,030	-0,207	0,044
Alb.	0,261	0,010	0,201	0,010	0,170	0,012	0,158	0,016	0,204	0,025
C.-B.	0,626	0,009	0,560	0,008	0,440	0,010	0,466	0,013	0,614	0,019
Autres	0,263	0,034	0,128	0,030	0,063	0,039	0,389	0,050	0,405	0,083
Effets de l'année										
a83	0,373	0,015	0,223	0,016	0,215	0,021	0,227	0,028	0,118	0,039
a84	0,414	0,014	0,213	0,015	0,224	0,020	0,179	0,028	0,104	0,039
a85	0,285	0,015	0,151	0,015	0,194	0,020	0,157	0,028	0,020	0,040
a86	0,224	0,015	0,136	0,015	0,103	0,020	0,124	0,027	-0,021	0,040
a87	0,125	0,015	0,106	0,015	0,088	0,020	0,068	0,027	-0,006	0,039
a88	0,085	0,015	0,053	0,015	0,081	0,020	0,051	0,027	0,039	0,040
a90	0,095	0,015	0,185	0,015	0,208	0,018	0,174	0,025	0,152	0,037
a91	0,168	0,015	0,247	0,015	0,274	0,018	0,226	0,025	0,188	0,037
a92	0,202	0,016	0,266	0,015	0,261	0,018	0,204	0,025	0,254	0,037
a93	0,155	0,016	0,225	0,015	0,234	0,018	0,162	0,025	0,229	0,037
a94	0,121	0,016	0,184	0,015	0,180	0,018	0,054	0,025	0,152	0,037
a95	0,125	0,016	0,144	0,015	0,173	0,018	0,032	0,025	0,058	0,038
a96	0,160	0,016	0,175	0,015	0,169	0,018	0,049	0,025	0,077	0,038
a97	0,146	0,015	0,248	0,015	0,309	0,018	0,160	0,024	0,181	0,036
a98	0,053	0,016	0,175	0,015	0,219	0,018	0,077	0,024	0,096	0,037
a99	-0,034	0,016	0,066	0,015	0,159	0,018	0,036	0,024	-0,002	0,037
Taille de l'échantillon	2 955 613		3 466 874		2 895 590		1 805 052		711 562	

Source : Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre (échantillon de 10 % des travailleurs).

Annexe 2 : Démissions permanentes - Modèle logit 1

	Hommes âgés de 15 à 24 ans		Hommes âgés de 25 à 34 ans		Hommes âgés de 35 à 44 ans		Hommes âgés de 45 à 54 ans		Hommes âgés de 55 à 64 ans	
Variables	Estimations paramètre	Erreur-type	Estimations paramètre	Erreur-type	Estimations paramètre	Erreur-type	Estimations paramètre	Erreur-type	Estimations paramètre	Erreur-type
Coord. à l'origine	-12,122	0,137	-0,303	0,216	1,374	0,555	0,870	1,399	2,831	3,519
Âge										
âge	10,054	0,135	-0,634	0,149	-1,556	0,284	-1,142	0,570	-1,868	1,194
âge2	-2,410	0,033	0,004	0,025	0,133	0,036	0,065	0,058	0,133	0,101
Province										
T.-N.	-0,875	0,020	-1,140	0,023	-1,224	0,033	-1,276	0,054	-1,091	0,090
Î.-P.-É.	-0,801	0,033	-1,021	0,042	-0,968	0,059	-1,092	0,102	-1,090	0,174
N.-É.	-0,475	0,013	-0,647	0,014	-0,715	0,020	-0,606	0,031	-0,587	0,055
N.-B.	-0,506	0,014	-0,698	0,015	-0,732	0,022	-0,716	0,035	-0,700	0,063
QC	-0,114	0,005	-0,248	0,005	-0,315	0,007	-0,308	0,011	-0,303	0,019
Man.	-0,056	0,009	-0,123	0,010	-0,103	0,015	-0,071	0,023	-0,113	0,039
Sask.	-0,005	0,010	-0,114	0,011	-0,049	0,016	0,017	0,025	0,091	0,042
Alb.	0,286	0,005	0,205	0,006	0,296	0,008	0,468	0,013	0,523	0,022
C.-B.	-0,059	0,006	-0,128	0,006	-0,067	0,008	0,035	0,013	0,086	0,021
Autres	-0,611	0,022	-0,593	0,020	-0,337	0,027	-0,106	0,042	0,113	0,078
Effets de l'année										
a83	-0,721	0,010	-0,643	0,011	-0,557	0,017	-0,510	0,026	-0,633	0,040
a84	-0,538	0,010	-0,481	0,011	-0,444	0,016	-0,474	0,025	-0,509	0,039
a85	-0,355	0,009	-0,312	0,010	-0,304	0,015	-0,293	0,024	-0,406	0,038
a86	-0,223	0,009	-0,243	0,010	-0,226	0,015	-0,248	0,024	-0,278	0,036
a87	-0,056	0,008	-0,045	0,009	-0,058	0,014	-0,043	0,022	-0,124	0,035
a88	0,029	0,008	-0,002	0,009	-0,006	0,014	-0,016	0,022	0,002	0,035
a90	-0,145	0,009	-0,147	0,009	-0,160	0,014	-0,192	0,022	-0,179	0,036
a91	-0,467	0,010	-0,458	0,010	-0,499	0,015	-0,482	0,024	-0,541	0,040
a92	-0,608	0,011	-0,576	0,011	-0,642	0,016	-0,633	0,025	-0,649	0,042
a93	-0,627	0,011	-0,572	0,011	-0,639	0,016	-0,695	0,025	-0,721	0,043
a94	-0,458	0,010	-0,368	0,010	-0,441	0,015	-0,514	0,024	-0,594	0,041
a95	-0,501	0,010	-0,391	0,010	-0,453	0,015	-0,503	0,023	-0,581	0,041
a96	-0,527	0,010	-0,359	0,010	-0,416	0,014	-0,474	0,023	-0,502	0,040
a97	-0,371	0,010	-0,189	0,010	-0,230	0,014	-0,323	0,022	-0,299	0,037
a98	-0,260	0,009	-0,101	0,010	-0,146	0,013	-0,252	0,021	-0,293	0,036
a99	-0,173	0,009	-0,051	0,009	-0,098	0,013	-0,160	0,020	-0,234	0,035
Taille de l'échantillon	3 359 779		4 323 671		3 439 514		2 201 001		1 117 870	

Source : Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre (échantillon de 10 % des travailleurs).

Annexe 2 : Démissions permanentes - Modèle logit 1

	Femmes âgées de 15 à 24 ans		Femmes âgées de 25 à 34 ans		Femmes âgées de 35 à 44 ans		Femmes âgées de 45 à 54 ans		Femmes âgées de 55 à 64 ans	
Variables	Estimations paramètre	Erreur-type	Estimations paramètre	Erreur-type	Estimations paramètre	Erreur-type	Estimations paramètre	Erreur-type	Estimations paramètre	Erreur-type
Coord. à l'origine	-12,765	0,144	1,495	0,237	-0,995	0,583	-0,722	1,415	-1,519	3,831
Âge										
âge	10,670	0,142	-1,858	0,163	-0,393	0,298	-0,565	0,577	-0,450	1,300
âge2	-2,556	0,035	0,206	0,028	-0,003	0,038	0,022	0,059	0,025	0,110
Province										
T.-N.	-0,607	0,018	-0,860	0,022	-0,871	0,030	-0,886	0,049	-0,684	0,098
Î.-P.-É.	-0,618	0,032	-0,793	0,041	-0,779	0,055	-0,995	0,092	-0,834	0,169
N.-É.	-0,225	0,012	-0,372	0,014	-0,459	0,020	-0,352	0,029	-0,374	0,057
N.-B.	-0,285	0,013	-0,467	0,016	-0,532	0,022	-0,558	0,035	-0,627	0,071
QC	-0,121	0,005	-0,306	0,006	-0,323	0,008	-0,316	0,012	-0,226	0,022
Man.	0,032	0,009	-0,038	0,011	-0,023	0,014	-0,003	0,021	-0,001	0,038
Sask.	0,106	0,010	-0,102	0,012	-0,113	0,017	-0,083	0,025	-0,056	0,043
Alb.	0,367	0,006	0,241	0,006	0,292	0,009	0,378	0,013	0,509	0,023
C.-B.	0,117	0,006	0,031	0,006	0,049	0,009	0,087	0,013	0,222	0,022
Autres	-0,048	0,022	-0,135	0,022	-0,053	0,031	0,192	0,047	0,328	0,090
Effets de l'année										
a83	-0,564	0,010	-0,447	0,012	-0,427	0,018	-0,409	0,027	-0,311	0,043
a84	-0,411	0,010	-0,356	0,012	-0,344	0,017	-0,295	0,026	-0,272	0,042
a85	-0,263	0,009	-0,209	0,011	-0,253	0,016	-0,179	0,025	-0,168	0,041
a86	-0,179	0,009	-0,154	0,011	-0,177	0,015	-0,133	0,024	-0,134	0,040
a87	-0,038	0,009	0,005	0,010	-0,027	0,014	0,025	0,023	-0,018	0,039
a88	0,031	0,008	0,028	0,010	0,053	0,014	0,051	0,022	0,032	0,039
a90	-0,076	0,009	-0,069	0,010	-0,104	0,014	-0,074	0,022	-0,151	0,039
a91	-0,346	0,010	-0,344	0,011	-0,405	0,015	-0,374	0,023	-0,360	0,041
a92	-0,495	0,011	-0,492	0,012	-0,567	0,016	-0,542	0,024	-0,487	0,043
a93	-0,540	0,011	-0,548	0,012	-0,681	0,016	-0,674	0,025	-0,686	0,045
a94	-0,452	0,011	-0,446	0,012	-0,564	0,016	-0,605	0,024	-0,690	0,045
a95	-0,440	0,011	-0,429	0,012	-0,594	0,016	-0,640	0,024	-0,747	0,046
a96	-0,521	0,011	-0,431	0,012	-0,588	0,016	-0,667	0,024	-0,693	0,045
a97	-0,397	0,010	-0,261	0,011	-0,411	0,015	-0,477	0,022	-0,520	0,042
a98	-0,261	0,010	-0,158	0,011	-0,301	0,014	-0,359	0,021	-0,440	0,040
a99	-0,186	0,009	-0,087	0,011	-0,200	0,014	-0,293	0,021	-0,462	0,040
Taille de l'échantillon	2 955 613		3 466 874		2 895 590		1 805 052		711 562	

Source : Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre (échantillon de 10 % des travailleurs).

Bibliographie

Farber, H.S. (2003) "Job Loss in the United States, 1981-2001." National Bureau of Economic Research Working Paper No. 9707.

Friesen, J. and D. Maki (2000) "The Effect of Bill C-12 on Weekly Hours of Work." Report prepared for Human Resources Development Canada.

Galarneau, D. and L. Stratychuk (2001) "After the Layoff." *Perspectives on Labour and Income*, Vol. 13, No. 4, Article No. 3., Statistics Canada.

Gunderson, M., J. Kervin, and F. Reid (1986) "Logit Estimates of Strike Incidence from Canadian Contract Data." *Journal of Labor Economics*, Vol. 4 , No. 2 (April), pp. 257-276.

Heisz, A. (2002) "The Evolution of Job Stability in Canada : Trends and Comparisons to U.S. Results." Analytical Studies Branch Research Paper No. 162, Statistics Canada.

Kuhn, P. and A. Sweetman (1998) "Unemployment Insurance and Quits in Canada." Canadian Journal of Economics, Vol. 31, No. 3, 549-572.

OECD (1997) "Is Job Insecurity on the Increase in OECD Countries?", *Employment Outlook*, pp. 129-161.

Picot, G., A. Heisz and A. Nakamura (2001) "Job Tenure, Worker Mobility and the Youth Labour Market During the 1990s." Analytical Studies Branch Research Paper No. 155, Statistics Canada.

Picot, G. and Z. Lin (1997) "Are Canadians More Likely to Lose Their Jobs in the 1990s?" Analytical Studies Branch Research Paper No. 96, Statistics Canada.

Schmidt, S. (1999) "Long-Run Trends in Workers' Beliefs about Their Own Job Security : Evidence from the General Social Survey." *Journal of Labor Economics*, Vol. 17, No. 4, S127-S141.

Sweetman, A. (2000) "The Impact of EI on Those Working Less Than 15 Hours Per Week." Report prepared for Human Resources Development Canada.

DIRECTION DES ÉTUDES ANALYTIQUES
DOCUMENTS DE RECHERCHE

N° 1 *Réaction comportementale dans le contexte d'une simulation micro-analytique socio-économique* **par Lars Osberg (Avril 1986)**

N° 2 *Chômage et formation* **par Garnett Picot (1987)**

N° 3 *Des pensions aux personnes au foyer et leur répartition sur la durée du cycle de vie* **par Michael C. Wolfson (Août 1987)**

N° 4 *La modélisation des profils d'emploi des Canadiens au cours de leur existence* **par Garnett Picot (Hiver 1986)**

N° 5 *Perte d'un emploi et adaptation au marché du travail dans l'économie canadienne* **par Garnett Picot et Ted Wannell (1987)**

N° 6 *Système de statistiques relatives à la santé : Proposition d'un nouveau cadre théorique visant l'intégration de données relatives à la santé* **par Michael C. Wolfson (Mars 1990)**

N° 7 *Projet-pilote de raccordement micro-macro pour le secteur des ménages au Canada* **par Hans J. Adler et Michael Wolfson (Août 1987)**

N° 8 *Notes sur les groupements de sociétés et l'impôt sur le revenu au Canada* **par Michael C. Wolfson (Octobre 1987)**

N° 9 *L'expansion de la classe moyenne : Données canadiennes sur le débat sur la déqualification* **par John Myles (Automne 1987)**

N° 10 *La montée des conglomérats* **par Jorge Niosi (1987)**

N° 11 *Analyse énergétique du commerce extérieur canadien : 1971 et 1976* **par K.E. Hamilton (1988)**

N° 12 *Taux nets et bruts de concentration des terres* **par Ray D. Bollman et Philip Ehrensaft (1988)**

N° 13 *Tables de mortalité en l'absence d'une cause pour le Canada (1921 à 1981) : Une méthode d'analyse de la transition épidémiologique* **par Dhruva Nagnur et Michael Nagrodski (Novembre 1987)**

N° 14 *Distribution de la fréquence d'occurrence des sous-séquences de nucléotides, d'après leur capacité de chevauchement* **par Jane F. Gentleman et Ronald C. Mullin (1988)**

N° 15 *L'immigration et le caractère ethnolinguistique du Canada et du Québec* **par Réjean Lachapelle (1988)**

N° 16 *Intégration de la ferme au marché extérieur et travail hors ferme des membres des ménages agricoles* **par Ray D. Bollman et Pamela Smith (1988)**

N° 17 *Les salaires et les emplois au cours des années 1980 : Évolution des salaires des jeunes et déclin de la classe moyenne* **par J. Myles, G. Picot et T. Wannell (Juillet 1988)**

N° 18 *Profil des exploitants agricoles dotés d'un ordinateur* **par Ray D. Bollman (Septembre 1988)**

N° 19 *Répartitions des risques de mortalité : Une analyse de tables de mortalité* **par Geoff Rowe (Juillet 1988)**

N° 20 *La classification par industrie dans le recensement canadien des manufactures : Vérification automatisée à l'aide des données sur les produits* **par John S. Crysdale (Janvier 1989)**

N° 21 *Consommation, revenus et retraite* ***par A.L. Robb et J.B. Burbridge (1989)***

N° 22 *Le renouvellement des emplois dans le secteur manufacturier au Canada* ***par John R. Baldwin et Paul K. Gorecki (Été 1989)***

N° 23 *La dynamique des marchés concurrentiels* ***par John R. Baldwin et Paul K. Gorecki (1990)***

- *A. Entrée et sortie d'entreprises dans le secteur manufacturier au Canada*
- *B. Mobilité à l'intérieur des branches d'activité dans le secteur manufacturier au Canada*
- *C. Mesure de l'entrée et de la sortie dans le secteur manufacturier au Canada : Méthodologie*
- *D. Effet de la libre concurrence sur la productivité : Rôle de la rotation des entreprises et des usines*
- *E. Les fusions et le processus concurrentiel*
- *F. n/a*
- *G. Les statistiques de concentration comme prédicteurs du degré de concurrence*
- *H. Le rapport entre la mobilité et la concentration dans le secteur manufacturier au Canada*

N° 24 *Améliorations apportées au SAS de l'ordinateur central en vue de faciliter l'analyse exploratoire des données* ***par Richard Johnson, Jane F. Gentleman et Monica Tomiak (1989)***

N° 25 *Aspects de l'évolution du marché du travail au Canada : Mutations intersectorielles et roulement de la main-d'oeuvre* ***par John R. Baldwin et Paul K. Gorecki (1989)***

N° 26 *L'écart persistant : Étude de la différence dans les gains des hommes et des femmes qui ont récemment reçu un diplôme d'études postsecondaires* ***par Ted Wannell (1989)***

N° 27 *Estimation des pertes de sol sur les terres agricoles à partir des données du recensement de l'agriculture sur les superficies cultivées* ***par Douglas F. Trant (1989)***

N° 28 *Les bons et les mauvais emplois et le déclin de la classe moyenne : 1967-1986* ***par Garnett Picot, John Myles et Ted Wannell (1990)***

N° 29 *Données longitudinales sur la carrière relatives à certaines cohortes de fonctionnaires, 1978-1987* ***par Garnett Picot et Ted Wannell (1990)***

N° 30 *L'incidence des revenus sur la mortalité sur une période de vingt-cinq ans* ***par Michael Wolfson, Geoff Rowe, Jane F. Gentleman et Monica Tomiak (1990)***

N° 31 *Réaction des entreprises à l'incertitude des prix : La stabilisation tripartite et l'industrie des bovins dans l'ouest du Canada* ***par Theodore M. Horbulyk (1990)***

N° 32 *Méthodes de lissage pour microdonnées longitudinales simulées* ***par Jane F. Gentleman, Dale Robertson et Monica Tomiak (1990)***

N° 33 *Tendances des investissements directs canadiens à l'étranger* ***par Paul K. Gorecki (1990)***

N° 34 *POHEM - une approche inédite pour l'estimation de l'espérance de vie corrigée en fonction de l'état de santé* ***par Michael C. Wolfson (1991)***

N° 35 *Emploi et taille des entreprises au Canada : Les petites entreprises offrent-elles des salaires inférieurs?* ***par René Morissette (1991)***

N° 36 *Distinguer les caractéristiques des acquisitions étrangères en haute technologie dans le secteur manufacturier canadien* ***par John R. Baldwin et Paul K. Gorecki (1991)***

N° 37 *Efficience des branches d'activité et roulement des établissements dans le secteur canadien de la fabrication* ***par John R. Baldwin (1991)***

N° 38 *Le vieillissement de la génération du baby boom : Effets sur le secteur public du Canada* **par Brian B. Murphy et Michael C. Wolfson (1991)**

N° 39 *Tendances dans la répartition de l'emploi selon la taille des employeurs : Données canadiennes récentes* **par Ted Wannell (1991)**

N° 40 *Les petites collectivités du Canada atlantique : Structure industrielle et caractéristiques du marché du travail au début des années 80* **par Garnett Picot et John Heath (1991)**

N° 41 *La répartition des impôts et des transferts fédéraux et provinciaux dans le Canada rural* **par Brian B. Murphy (1991)**

N° 42 *Les multinationales étrangères et les fusions au Canada* **par John Baldwin et Richard Caves (1992)**

N° 43 *Recours répétés à l'assurance-chômage* **par Miles Corak (1992)**

N° 44 *POHEM -- Un cadre permettant d'expliquer et de modéliser la santé de populations humaines* **par Michael C. Wolfson (1992)**

N° 45 *Analyse de modèle de l'espérance de vie en santé de la population : Une approche fondée sur la microsimulation* **par Michael C. Wolfson et Kenneth G. Manton (1992)**

N° 46 *Revenus de carrière et décès : Une analyse longitudinale de la population âgée masculine du Canada* **par Michael C. Wolfson, Geoff Rowe, Jane Gentleman et Monica Tomiak (1992)**

N° 47 *Tendances longitudinales dans la durée des recours à l'assurance-chômage au Canada* **par Miles Corak (1992)**

N° 48 *La dynamique du mouvement des entreprises et le processus concurrentiel* **par John Baldwin (1992)**

N° 49 *Élaboration de données-panel longitudinales à partir de registres des entreprises : Observations du Canada* **par John Baldwin, Richard Dupuy et William Penner (1992)**

N° 50 *Le calcul de l'espérance de vie ajustée sur la santé pour une province canadienne à l'aide d'une fonction d'utilité multiattribut : Un premier essai* **par J.-M. Berthelot, R. Roberge et M. C. Wolfson (1992)**

N° 51 *Mesure de la robustesse des barrières à l'entrée* **par J. R. Baldwin et M. Rafiquzzaman (1993)**

N° 52 *Les multinationales au Canada : Caractéristiques et facteurs déterminants* **par Paul K. Gorecki (1992)**

N° 53 *La persistance du chômage : Dans quelle mesure l'attribuer aux prestations d'assurance-chômage de prolongation fondée sur le taux de chômage régional* **par Miles Corak et Stephen Jones (1993)**

N° 54 *Variations cycliques de la durée des périodes de chômage* **par Miles Corak (1992)**

N° 55 *Licenciements et travailleurs déplacés : Variations cycliques, secteurs les plus touchés et expériences après le licenciement* **par Garnett Picot et Wendy Pyper (1993)**

N° 56 *La durée du chômage en période d'expansion et de récession* **par Miles Corak (1993)**

N° 57 *Obtenir un emploi en 1989-1990 au Canada* **par René Morissette (1993)**

N° 58 *L'appariement de données échantillonnales et administratives en vue d'étudier les déterminants de la santé* **par P. David, J.-M. Berthelot et C. Mustard (1993)**

N° 59 *Maintenir la comparabilité dans le temps des classifications par industrie* **par John S. Crysdale (1993)**

N° 60 *L'inégalité des gains au Canada : Le point sur la situation* ***par R. Morissette, J. Myles et G. Picot (Juin 1994)***

N° 61 *Changement structurel dans le secteur canadien de la fabrication (1970-1990)* ***par J. Baldwin et M. Rafiquzzaman (Juillet 1994)***

N° 62 *Effets dissuasifs de l'assurance-chômage sur le marché du travail canadien : Un survol* ***par M. Corak (Janvier 1994)***

N° 63 *Expériences récentes des jeunes sur le marché du travail au Canada* ***par Gordon Betcherman et René Morissette (Juillet 1994)***

N° 64 *Comparaison de la création et de la disparition d'emplois au Canada et aux États-Unis* ***parJohn Baldwin, Timothy Dunne et John Haltiwanger (Juillet 1994)***

N° 65 *Heures de travail hebdomadaire au Canada : Le point sur la situation* ***par René Morissette et Deborah Sunter (Juin 1994)***

N° 66 *Mesures d'inégalité divergentes -- Théorie, résultats empiriques et recommandations* ***par Michael C. Wolfson (Mai 1995)***

N° 67 *XEcon: Un modèle évolutif expérimental de croissance économique* ***par Michael C. Wolfson (Juin 1995)***

N° 68 *L'écart entre les gains des hommes et ceux des femmes ayant récemment obtenu un diplôme d'études postsecondaires, 984-92* ***par Ted Wannell et Nathalie Caron (Novembre 1994)***

N° 69 *Regard sur les groupes d'équité en matière d'emploi chez ceux ayant récemment obtenu un diplôme d'études postsecondaires : minorités visibles, peuples autochtones et personnes limitées dans leurs activités quotidiennes* ***par Ted Wannell et Nathalie Caron (Novembre 1994)***

N° 70 *Les créations d'emplois par les petits producteurs du secteur manufacturier canadien* ***par John Baldwin et Garnett Picot (Novembre 1994)***

N° 71 *La part des nouveaux emplois créés au Canada par les petites entreprises est-elle disproportionnée? Réévaluation des faits* ***par G. Picot, J. Baldwin et R. Dupuy (Novembre 1994)***

N° 72 *Adaptation par sélection et adaptation évolutive : Apprentissage et performance après l'entrée* ***par J. Baldwin et M. Rafiquzzaman (Mai 1995)***

N° 73 *Stratégie des entreprises innovatrices et non innovatrices au Canada* ***par J. Baldwin et J. Johnson (Février 1995)***

N° 74 *Développement du capital humain et innovation : La formation dans les petites et moyennes entreprises* ***par J. Baldwin et J. Johnson (Mars 1995)***

N° 75 *Utilisation des technologies et transformation industrielle : Perspectives empiriques* ***par John Baldwin, Brent Diverty et David Sabourin (Août 1995)***

N° 76 *L'innovation : La clé de la réussite des petites entreprises* ***par John R. Baldwin (Février 1995)***

N° 77 *Le chaînon manquant -- Données sur l'élément demande des marchés du travail* ***par Lars Osberg (Avril 1995)***

N° 78 *Restructuration du secteur manufacturier canadien 1970 à 1990 : Renouvellement de l'emploi selon le secteur industriel et la région* ***par J. Baldwin et M. Rafiquzzaman (Juillet 1995)***

N° 79 *Capital humain et emploi du temps* ***par Frank Jones (Juin 1995)***

N° 80 *Pourquoi l'inégalité des gains hebdomadaires a-t-elle augmenté au Canada?* ***par René Morissette (Juillet 1995)***

N° 81 *Statistiques socio-économiques et politique publique : Nouveau rôle pour les modèles de Microsimulation* ***par Michael C. Wolfson (Juillet 1995)***

N° 82 *Transferts sociaux, variations dans la structure familiale et faible revenu chez les enfants* ***par Garnett Picot et John Myles (Septembre 1995)***

N° 83 *Mesures alternatives de la durée moyenne du chômage* ***par Miles Corak et Andrew Heisz (Octobre 1995)***

N° 84 *Guide de l'utilisateur la durée du chômage* ***par Miles Corak et Andrew Heisz (Décembre 1995)***

N° 85 *Utilisation des technologies de pointe dans les établissements de fabrication* ***par John R. Baldwin et Brent Diverty (Novembre 1995)***

N° 86 *L'utilisation de la technologie, la formation et les connaissances spécifiques dans les établissements de fabrication* ***par John R. Baldwin, Tara Gray et Joanne Johnson (Décembre 1995)***

N° 87 *Croissance de la productivité, transfert de parts de marché et restructuration dans le secteur canadien de la fabrication* ***par John R. Baldwin (Novembre 1995)***

N° 88 *Les petits producteurs ont-ils été le moteur de la croissance du secteur manufacturier canadien au cours des années 1980?* ***par John R. Baldwin (Octobre 1996)***

N° 89 *Mobilité intergénérationnelle du revenu des hommes au Canada* ***par Miles Corak et Andrew Heisz (Janvier 1996)***

N° 90 *L'évolution des cotisations sociales au Canada: 1961 – 1993* ***par Zhengxi Lin, Garnett Picot et Charles Beach (Février 1996)***

N° 91 *Le projet d'appariement du Recensement et des fichiers de soins de santé du Manitoba : Composante des ménages privés* ***par Christian Houle, Jean-Marie Berthelot, Pierre David,Cam Mustard, L. Roos et M.C. Wolfson (Mars 1996)***

N° 92 *Avantages salariaux d'origine technologique dans les établissements canadiens de fabrication pendant les années 1980* ***par John R. Baldwin, Tara Gray et Joanne Johnson (Janvier 1997)***

N° 93 *Création d'emplois selon la taille des entreprises : Concentration et persistance des gains et pertes d'emplois dans les entreprises canadiennes* ***par Garnett Picot et Richard Dupuy (Avril 1996)***

N° 94 *Aspects longitudinaux de l'inégalité des revenus au Canada* ***par René Morissette et Charles Bérubé (Juillet 1996)***

N° 95 *Évolution de la durée et de la stabilité de l'emploi au Canada* ***par Andrew Heisz (Novembre 1996)***

N° 96 *Les Canadiens sont-ils plus susceptibles de perdre leur emploi au cours des années 1990?* ***par Garnett Picot, Zhengxi Lin (Août 1997)***

N° 97 *L'effectif et l'afflux de chômeurs* ***par Michael Baker, Miles Corak et Andrew Heisz (Septembre 1996)***

N° 98 *L'incidence de la technologie et du commerce sur les écarts salariaux entre les travailleurs de la production et la main-d'oeuvre indirecte dans le secteur manufacturier canadien* ***par John R. Baldwin et Mohammed Rafiquzzaman (Mai 1998)***

N° 99 *Utilisation de POHEM pour l'estimation des coûts médicaux directs associés à la pratique actuelle du traitement du cancer du poumon ainsi que pour l'évaluation économique de nouveaux traitements* ***par C. Houle, B.W. Will, J.-M. Berthelot et W.K. Evans (Mai 1997)***

N° 100 *Une enquête expérimentale canadienne visant à établir le lien entre les pratiques au lieu de travail et la condition des employés : Raisons de sa nécessité et description de son fonctionnement* **par Garnett Picot, Ted Wannell (Mai 1997)**

N° 101 *L'activité innovatrice dans les établissements canadiens de transformation des aliments : L'importance des pratiques d'ingénierie,* **par John Baldwin et David Sabourin (Novembre 1999)**

N° 102 *Différences dans les stratégies et le rendement de divers types d'innovateurs* **par John R. Baldwin et Joanne Johnson (Décembre 1997)**

N° 103 *Les mises à pied permanentes au Canada : Vue d'ensemble et analyse longitudinale* **par Garnett Picot, Zhengxi Lin et Wendy Pyper (Septembre 1997)**

N° 104 *Travailler plus? Travailler moins? Que préfèrent les travailleurs canadiens?* **par Marie Drolet et René Morissette (Mai 1997)**

N° 105 *Croissance de l'utilisation des technologies de pointe dans le secteur canadien de la fabrication durant les années 90* **par John Baldwin, Ed Rama et David Sabourin (Le 14 décembre 1999)**

N° 106 *Mouvements de la main-d'œuvre et adaptation au marché du travail en Ontario de 1978 à 1993* **par Zhengxi Lin et Wendy Pyper (Octobre 1997)**

N° 107 *Importance de la recherche et du développement sur l'aptitude à innover des petites et des grandes entreprises manufacturières canadiennes* **par John R. Baldwin (Septembre 1997)**

N° 108 *Concurrence internationale et performance industrielle : allocation optimale, production optimale et turbulence* **par John R. Baldwin et Richard E. Caves (Octobre 1997)**

N° 109 *Les dimensions de l'inégalité salariale chez les Autochtones* **par Rachel Bernier (Décembre 1997)**

N° 110 *Existe-t-il des liens entre la performance économique, les paiements de transfert, l'inégalité et le faible revenu?* **par Myles Zyblock et Zhengxi Lin (Décembre 1997)**

N° 111 *L'effet de levier financier des entreprises : Une comparaison entre le Canada et les É.-U., 1961-1996* **par Myles Zyblock (Décembre 1997)**

N° 112 *Explication du relèvement de la prime liée à l'âge* **par Constantine Kapsalis (Juillet, 1998)**

N° 113 *Mobilité intergénérationnelle des gains et du revenu des hommes au Canada : Étude basée sur les données longitudinales de l'impôt sur le revenu* **par Miles Corak et Andrew Heisz (Septembre, 1998)**

N° 114 *Canadiens nés à l'étranger et Canadiens de naissance : une comparaison de la mobilité interprovinciale de leur main- d'œuvre* **par Zhengxi Lin (Septembre 1998)**

N° 115 *Modes de vie et surpeuplement des logements : la situation des immigrants âgés au Canada, 1991* **par K.G. Basavarajappa (Septembre 1998)**

N° 116 *Le point sur l'inégalité des gains et sur la rémunération des jeunes durant les années 90?,* **par Garnett Picot (Juillet 1998)**

N° 117 *Les facteurs déterminants des retards en matière d'adoption des technologies de fabrication de pointe* **par John R. Baldwin et Mohammed Rafiquzzaman (Août 1998)**

N° 118 *La productivité du travail dans les établissements de fabrication au Canada sous contrôle canadien et étranger* **par John R. Baldwin et Naginder Dhaliwal (Mars 2000)**

N° 119 *L'adoption de la technologie au Canada et aux États-Unis* **par John R. Baldwin et David Sabourin (Août 1998)**

N° 120 *Existe-t-il des secteurs d'activité de haute technologie ou seulement des entreprises de haute technologie?Étude basée sur les nouvelles entreprises axées sur la technologie* **par John R. Baldwin et Guy Gellatly (Décembre 1998)**

N° 121 *Un portrait des entrées et des sorties* **par John Baldwin (Juin 1999)**

N° 122 *Les déterminants des activités d'innovation dans les entreprises de fabrication canadiennes : le rôle des droits de propriété intellectuelle* **par John R. Baldwin, David Sabourin et Petr Hanel (Mars 2000)**

N° 123 *L'innovation et la formation dans les nouvelles entreprises* **(John Baldwin)**

N° 124 *Une nouvelle perspective des tendances de l'inégalité des revenus au Canada et aux États-Unis* **par Michael C. Wolfson et Brian Murphy (Août 1998 et Octobre 1999)**

N° 125 *L'assurance-emploi au Canada : Tendances récentes et réorientations* **par Zhengxi Lin (Septembre 1998)**

N° 126 *Les ordinateurs, les télécopieurs et les salaires au Canada : Qu'est-ce qui compte vraiment?* **par René Morissette et Marie Drolet (Octobre 1998)**

N° 127 *Comprendre le processus d'innovation : l'innovation dans les industries de services dynamiques* **par Guy Gellatly et Valerie Peters (Décembre 1999)**

N° 128 *Données canadiennes récentes sur la qualité des emplois selon la taille des entreprises* **par Marie Drolet et René Morissette (Novembre 1998)**

N° 129 *Distribution, inégalité et concentration des revenus chez les immigrants âgés au Canada, 1990* **par K.G. Basavarajappa (Avril 1999)**

N° 130 *Dynamique et inégalité des revenus chez les hommes au Canada, 1976-1992 : Analyse fondée sur des dossiers fiscaux longitudinaux* **par Michael Baker et Gary Solon (Février 1999)**

N° 131 *L'incidence de la scolarité et l'écart salarial grandissant entre les jeunes travailleurs et les travailleurs âgés* **par C. Kapsalis, R. Morissette et G. Picot (Mars 1999)**

N° 132 *Qu'est-ce qui explique les mouvements des enfants vers la situation de faible revenu et hors de celle-ci, les changements de situation sur le marché du travail ou le mariage et le divorce?* **par G. Picot, M. Zyblock et W. Pyper (Mars 1999)**

N° 133 *L'accroissement de l'emploi autonome en période de chômage élevé : Analyse empirique des faits récents survenus au Canada* **par Zhengxi Lin, Janice Yates et Garnett Picot (Mars 1999)**

N° 134 *Dynamique de la création et de la disparition d'emplois autonomes au Canada* **par Zhengxi Lin, Garnett Picot et Janice Yates (Mars 1999)**

N° 135 *Décès et divorce : les conséquences à long terme de la perte parentale chez les adolescents* **par Miles Corak (Juin 9 1999)**

N° 136 *Annuler*

N° 137 *Innovation, formation et réussite* **par John Baldwin (Octobre 1999)**

N° 138 *L'évolution de la protection offerte par les pensions aux travailleurs jeunes et plus âgés au Canada* **par René Morissette et Marie Drolet (Décembre 1999)**

N° 139 *La concurrence des importations et la puissance sur le marché : le cas du Canada* **par Aileen J. Thompson (avril 2000)**

N° 140 Taux de féminité des professions et salaires : pourquoi le Canada diffère-t-il des États-Unis? ***par Michael Baker et Nicole Fortin (Juillet, 2000)***

N° 141 Passage des études au travail chez les diplômés des universités canadiennes : durée de recherche d'un premier emploi, 1982-1990, ***Julian Betts, Christopher Ferrall et Ross Finnie (Décembre 2000)***

No 142 Qui sont les migrants? Analyse de la migration interprovinciale au Canada fondée sur un modèle logit par panel, ***par Ross Finnie (Août 2000)***

N° 143 Différences de profils entre innovateurs et non-innovateurs : Les petits établissements du secteur des services aux entreprises ***par Guy Gellatly (Décembre 1999)***

N° 144 Transferts sociaux, gains et intensité des faibles revenus dans les familles canadiennes avec des enfants, 1981 à 1996: Mise en évidence des progrès récents de la mesure des faibles revenus ***par John Myles et Garnett Picot (Mars 2000)***

N° 145 Dans quelle mesure le chômage au Canada est-il structurel ? ***par Lars Osberg et Zhengxi Lin (Octobre 2000)***

N° 146 Dans quelle mesure les Canadiens sont-ils exposés au faible revenu ? ***par René Morissette et Marie Drolet (Mars 2000)***

N° 147 La maturation du système de revenu de retraite du Canada : Niveaux de revenu, inégalité des revenus et faibles revenus chez les gens âgés ***par John Myles (Le 6 mars 2000)***

N° 148 Le marché du travail des années 1990 ***par Garnett Picot et Andrew Heisz (Avril 2000)***

N° 149 Réexamen des charges sociales au Canada : structure, paramètres législatifs et tendances récentes ***par Zhengxi Lin (Août 2001)***

N° 150 Analyse empirique des tendances sur le plan de la diversification des sociétés au Canada ***par John R. Baldwin, Desmond Beckstead, Guy Gellatly et Alice Peters (Juin 2000)***

N° 151 Les multinationales et le processus d'innovation au Canada ***par John R. Baldwin et Petr Hanel (Juin 2000)***

N° 152 Les jeunes ruraux : Rester, quitter, revenir ***par Richard Dupuy, Francine Mayer et René Morissette (Le 5 septembre, 2000)***

N° 153 Taux d'emploi et participation à la vie active des Canadiennes vivant en milieu rural, ***par Euan Phimister, Esperanza Vera-Toscano, Alfons Weersink (Janvier 2001)***

N° 154 La formation comme stratégie en matière de ressources humaines : La réaction aux pénuries de personnel et au changement technologique, ***par John R. Baldwin et Valerie Peters (Avril, 2001)***

N° 155 Durée d'occupation des emplois, mobilité des travailleurs et marché du travail des jeunes dans les années 1990 ***par G. Picot, A. Heisz et A. Nakamura (Mars 2001)***

N° 156 Incidence du commerce international sur les salaires des Canadiens, ***par Omar Zakhilwal (Janvier 2000)***

N° 157 L'écart persistant : Nouvelle évidence empirique concernant l'écart salarial entre les hommes et les femmes au Canada, ***par Marie Drolet (Janvier 2001)***

N° 158 À la recherche des contraintes intergénérationnelles d'emprunt chez les hommes canadiens : tests de régression par quantile et de régression des moindres carrés pour les contraintes impératives d'emprunt, ***par Nathan D. Grawe (Janvier 2001)***

N° 159 Influences intergénérationnelles sur la percpetion de presiations d'assurance-chômage au Canada et en Suède, ***par Miles Corak, Bjorn Gustafsson et Torun Österberg (Janvier 2001)***

N° 160 *Inégalités entre les quartiers des villes canadiennes,* ***par J. Myles, G. Picot et W. Pyper (le 13 décembre 2000)***

N° 161 Annuler

N° 162 *Évolution de la stabilité d'emploi au Canada : tendances et comparaisons avec les résultats américains,* ***par Andrew Heisz et Mark Walsh (16 octobre 2002)***

N° 163 *L'incidence de la mobilité interprovinciale sur les gains des particuliers : estimations de modèles par panel pour le Canada,* ***par Ross Finnie (Octobre 2001)***

N° 164 *Résultats sur le marché du travail des diplômés récents des universités canadiennes : analyse longitudinale intercohortes,* ***par Ross Finnie (mars 2002)***

N° 165 *Innovation et connectivité : La nature des liaisons entre les marchés et les réseaux d'innovation dans les industries manufacturières au Canada,* ***par John Baldwin et Alice Peters (Mai 2001)***

N° 166 *Évaluation de la déclaration des prestations d'a.-e. et d'a.s. dans le cadre de l'EDTR,* ***par Constantine Kapsalis (Août 2001)***

N° 167 Annuler

N° 168 *Améliorer la salubrité des aliments et la productivité : Utilisation de la technologie dans le secteur de la transformation des aliments au Canada,* ***John R. Baldwin et David Sabourin (Mai 2002)***

N° 169 *Dynamique du secteur canadien de la fabrication dans les régions métropolitaines et rurales,* ***John R. Baldwin et Mark Brown avec l'aide de Tara Vinodrai (Novembre 2001)***

N° 170 *Perspectives des bacheliers de la Colombie-Britannique sur le plan des revenus,* ***Andrew Heisz (Mai 2001)***

N° 171 *Les enfants se portent-ils bien? Mobilité intergénérationnelle et bien-être de l'enfant au Canada,* ***Miles Corak (Octobre, 2001)***

N° 172 *Intensité des faibles revenus au cours des années 90 : Le rôle de la croissance économique, des revenus d'emploi et des transferts sociaux* ***G. Picot, R. Morissette, J. Myles (24 janvier 2003)***

N° 173 *Entraves à l'adoption des technologies de pointe pour les fabricants canadiens,* ***John Baldwin et Zhengxi Lin (Août 2001)***

N° 174 *Impact de l'adoption des technologies de l'information et des communications de pointe sur la performance des entreprises du secteur de la fabrication au Canada,* ***John R. Baldwin et David Sabourin (Octobre 2001)***

N° 175 *Pénuries de main-d'oeuvre qualifiée et adoption des technologies de pointe,* ***David Sabourin (Septembre 2001)***

N° 176 *Quelles entreprises ont des taux de vacance élevés au Canada ?* ***René Morissette, Xueline Zhang (le 25 octobre 2001)***

N° 177 *Un conte de trois villes : La dynamique du secteur de la fabrication à Toronto, à Montréal et à Vancouver de 1976 à 1997,* ***Tara Vinodrai (Novembre 2001)***

N° 178 *Le rendement scolaire des enfants d'immigrants au Canada, 1994-98,* ***Christopher Worswick (Le 14 novembre, 2001)***

N° 179 *Changements observés au niveau de la diversification des entreprises du secteur canadien de la fabrication (de 1973 à 1997) : Vers la spécialisation,* ***John R. Baldwin, Desmond Beckstead et Richard Caves (Février 2002)***

N° 180 *Différences de productivité entre les provinces,* ***John R. Baldwin, Jean-Pierre Maynard, David Sabourin et Danielle Zietsma (Décembre 2001)***

N° 181 *Qui a raison des parents ou des enfants? Évaluation de l'accord des parents et des enfants dans l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes,* ***Lori Curtis, Martin Dooley et Shelley Phipps*** *(23 octobre 2002)*

N° 182 *Effets des critères de sélection et des possibilités économiques sur les caractéristiques des immigrants,* ***par Abdurrahman Aydemir*** *(23octobre 2002)*

N° 183 *Monter sa propre entreprise : le travail indépendant chez les diplômés des collèges et universités canadiens,* ***Ross Finnie, Christine Laporte, Maud-Catherine Rivard (Mars 2002)***

N° 184 *Résultats sur le plan de la répartition au Canada dans les années 90,* ***Andrew Heisz, Andrew Jackson, Garnett Picot (Février 2002)***

N° 185 *Les quartiers influencent-ils la réussite à long terme sur le marché du travail? Comparaison des adultes qui ont grandi dans des ensembles de logements publics différents,* ***Philip Oreopoulos (Juin 2002)***

N°. 186 *Mariage, maternité et rémunération : Le choix du moment importe-t-il?* ***Marie Drolet (Le 1 mai 2002)***

N°. 187 *L'évolution de l'inégalité de la richesse au Canada, 1984-1999,* ***René Morissette, Xuelin Zhang et Marie Drolet (Février 2002)***

N°. 188 *Expérience en gestion et diversité dans une organisation qui vieillit : Une analyse de microsimulation,* ***Ted Wannell et Martin Gravel (Août 2002)***

N°. 189 *L'importance de l'entrée dans le secteur canadien de la fabrication, document accompagné d'une annexe sur les questions de mesure,* ***John R. Baldwin, Desmond Beckstead et Andrée Girard (mai 2002)***

N°. 190 *Financement de l'innovation dans les nouvelles petites entreprises : Nouveaux éléments probants provenant du Canada,* ***John R. Baldwin, Valérie Gaudreault et Guy Gellatly (mai 2002)***

N°. 191 *Trop loin pour continuer? Distance par rapport à l'établissement et inscription à l'université,* ***Marc Frenette (24 juin 2002)***

N°. 192 *La vie après l'aide sociale : Le bien-être économique des personnes qui ont cessé de toucher de l'aide sociale au Canada dans les années 90,* ***Marc Frenette, Garnett Picot*** *(26 mars 2003)*

N°. 193 *Roulement des usines et croissance de la productivité dans le secteur canadien de la fabrication,* ***John Baldwin, Wulong Gu (02 avril 2003)***

N°. 194 *Progression de la rémunération des travailleurs peu qualifiés au Canada d'après L'EDTR (1993-1998)* ***Xuelin Zhang (06 décembrei 2002)***

N°. 195 *La détérioration des gains de immigrants s'étend-elle aux immigrants qui travaillent de façon autonome?* ***John R. Baldwin, Desmond Beckstead et Andrée Girard (mai 2002)***

N°. 196 *Minorités, capacités cognitives et revenus des Canadiens,* ***Ross Finnie et Ronald Meng (24 janvier 2003)***

N°. 197 *Le niveau de richesse des familles d'immigrants au Canada,* ***Xuelin Zhang (17 novembre 2003)***

N°. 198 *La hausse du taux de faible revenu chez les immigrants au Canada,* ***Garnett Picot et Feng Hou (19 juin 2003)***

N°. 199 *Nouvelles pratiques de travail et taux de démissions : problèmes méthodologiques et données empiriques pour le Canada,* ***par René Morissette et Julio Miguel Rosa (le 17 mars 2003)***

N°. 200 Les effets de cohorte sur les gains annuels selon le domaine d'études des diplômés universitaires de la Colombie-Britannique, ***par Andrew Heisz (26 septembre 2003)***

No.201 Accès au college et à l'université: Est-ce-que la distance importe?, ***par Marc Frenette (Juin 2003)***

No.202 Comprendre l'échec : Mortalité organisationnelle et approche fondée sur les ressources, ***S.Thornhill et R.Amit (08 août 2003)***

No.203 Les effets des cycles économiques sur l'assimilation des immigrants sur le marché du travail ***par Abdurrahman Aydemir (31 juillet 2003)***

No.204 Enclaves de minorities visibles dans les quartiers et resultants sur le marché du travail des immigrants, ***par Garnett Picot et Feng Hou (9 juillet 2003)***

No.205 À venir

No.206 Établissement réussi et ségrégation résidentielle parmi les minorités visibles de Toronto, ***par John Myles et Feng Hou (30 juillet 2003)***

No.207 Biais lié au cycle de vie dans l'estimation de la persistance intergénérationnelle des gains d'emploi, ***par Nathan Grawe (05 août 2003).***

No.208 À venir

No.209 Les heures de travail au Canada et aux Etats-Unis, ***Andrew Heisz et Sébastien LaRochelle-Côté (septembre 2003)***

No.210 Revenu Familial et Participation aux Études Postsecondaires, ***Miles Corak, Garth Lipps et John Zhao (le 1 octobre 2003)***

No.211 à venir
No.212 à venir
No.213 à venir
No.214 à venir

No215 Convergeront-ils un jour? Les Gains de travailleurs immigrants et de ceux nés au Canada au cours des deux dernières décennies, ***Marc Frenette et René Morissette (le 8 octobre 2003)***

No.216 Durée de la résidence dans les quartiers à faible revenue, ***Marc Frenette, Garnett Picot et Roger Sceviour (janvier 2004)***

No.217 Le ratio de levier financier des entreprises dans le secteur canadien de la fabrication : conséquences pour l'emploi et les inventaires, ***Andrew Heisz et Sébastien LaRochelle-Côté (février 2004)***

No.218 Les taux de mises à pied permanentes ont-ils augmenté au Canada? ***René Morissette (25 mars 2004)***